



Chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty

PHÙNG ĐỨC NAM^{a,*}, NGUYỄN THỊ DIỄM KIỀU^a

^a Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 06/07/2021 Ngày nhận lại: 26/10/2021 Duyệt đăng: 10/11/2021 Mã phân loại JEL: G31; E52 Từ khóa: Chính sách tiền tệ; Điều chỉnh đầu tư công ty; Tác động bất cân xứng; Nắm giữ tiền mặt Keywords: Monetary policy; Corporate investment adjustment; Asymmetric effect; Cash holding.	Bài nghiên cứu phân tích vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty dưới góc độ bất cân xứng trong các giai đoạn trạng thái chính sách khác nhau và tính không đồng nhất trong tác động đối với các doanh nghiệp có mức độ nắm giữ tiền mặt khác nhau. Bằng chứng về ảnh hưởng bất cân xứng của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty được tìm thấy thông qua cả kênh tiền tệ lẫn kênh tín dụng. Tuy nhiên, có sự khác biệt đáng kể trong khả năng điều tiết của các kênh truyền dẫn này trong giai đoạn chính sách tiền tệ nới lỏng. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy sự suy giảm trong tác động của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư tại các công ty có mức độ nắm giữ tiền mặt cao hơn. Qua đó thể hiện vai trò quan trọng của nắm giữ tiền mặt trong việc giảm thiểu các tác động từ môi trường bên ngoài đến các quyết định đầu tư của doanh nghiệp. Đồng thời, cung cấp các bằng chứng đầu tiên về tính không đồng nhất trong tác động của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư ở các công ty với các đặc điểm khác nhau. Abstract This study explores the moderating role of monetary policy in corporate investment adjustment from the perspective of asymmetry under different policy states and heterogeneous impacts on companies with different cash holding levels. The asymmetric impact of monetary policy on corporate investment adjustment is found significant through both the credit and money channels of transmission. However, there are remarkable differences in the effects of these channels during expansionary monetary policy periods. The results also show that the

* Tác giả liên hệ.

Email: ducnam@ueh.edu.vn (Phùng Đức Nam), kieutc@ueh.edu.vn (Nguyễn Thị Diễm Kiều).

Trích dẫn bài viết: Phùng Đức Nam, & Nguyễn Thị Diễm Kiều. (2021). Chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 32(11), 32–56.

impact of monetary policy on firm investment adjustment is significantly decreased in companies with higher cash holding levels, indicating the important role of cash holding in mitigating the effect of external environments. This result provides one of the first pieces of evidence for the heterogeneous impact of monetary policy on investment adjustment across firms with different characteristics.

1. Giới thiệu

Với vai trò đặc biệt quan trọng trong điều tiết nền kinh tế, chính sách tiền tệ được tìm thấy có các ảnh hưởng quan trọng đến nhiều khía cạnh hoạt động khác nhau của doanh nghiệp ở cấp độ vi mô như: Cấu trúc vốn (Cook & Tang, 2010; Korajczyk & Levy, 2003; Massa & Zhang, 2013), chính sách nắm giữ tiền mặt (Baum và cộng sự, 2006; Baum và cộng sự, 2008), và được quan tâm gần đây là các quyết định đầu tư (de la Horra và cộng sự, 2021; Kwon và cộng sự, 2020; Vithessonthi và cộng sự, 2017).

Các nghiên cứu về vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đối với hoạt động đầu tư của doanh nghiệp được tiến hành trên nhiều khía cạnh khác nhau, bao gồm: Cơ chế tác động và các kênh truyền dẫn của chính sách tiền tệ đến đầu tư công ty (Abdul Karim, 2012; Chatelain & Tiomo, 2003; Kucharcukova & Pasalicova, 2017), tác động của các trạng thái chính sách khác nhau đến mức độ đầu tư của doanh nghiệp (de la Horra và cộng sự, 2021; Tran, 2021; Yang và cộng sự, 2017), vai trò của các đặc trưng doanh nghiệp trong việc giảm thiểu hoặc gia tăng khả năng tác động của chính sách tiền tệ (Aktar và cộng sự, 2021; Gertler & Gilchrist, 1994; Givens & Reed, 2018). Tuy nhiên, có thể nhận thấy, các nghiên cứu đề cập trên chủ yếu tập trung vào tác động của chính sách tiền tệ đối với mức độ và tỷ lệ đầu tư của công ty. Trong khi đó, các nghiên cứu khám phá vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đến hướng và tốc độ điều chỉnh động của đầu tư công ty về mức đầu tư kỳ vọng còn rất hạn chế (Fu & Liu, 2015). Nghiên cứu của Fu và Liu (2015) cho thấy, các công ty có tốc độ điều chỉnh đầu tư về mức đầu tư kỳ vọng nhanh hơn trong giai đoạn chính sách tiền tệ mở rộng so với giai đoạn chính sách thắt chặt. Tuy nhiên, sự không đồng nhất trong tác động của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư tại các công ty với các đặc điểm khác biệt chưa được xem xét.

Nghiên cứu này bổ sung cho khoảng trống trong các nghiên cứu trước đây thông qua việc xem xét vai trò của các đặc điểm doanh nghiệp, cụ thể là mức độ nắm giữ tiền mặt, đến mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh động của đầu tư công ty. Nhiều bằng chứng thực nghiệm đã cho thấy động cơ phòng ngừa của doanh nghiệp trong việc nắm giữ tiền mặt nhằm giảm thiểu rủi ro từ các biến động không mong muốn của dòng tiền (Opler và cộng sự, 1999) hay rủi ro của việc đầu tư dưới mức trong tương lai (Almeida và cộng sự, 2004). Trong đó, các thay đổi của môi trường kinh tế vĩ mô, bao gồm chính sách tiền tệ, có thể được xem là một trong những nguyên nhân quan trọng gây ra các biến động không mong muốn đối với doanh nghiệp (Demir & Ersan, 2017; Gao và cộng sự, 2017).

Bài nghiên cứu trước tiên xem xét ảnh hưởng của sự bất đối xứng trong chính sách tiền tệ, bao gồm cả trạng thái và các kênh truyền dẫn đến sự điều chỉnh đầu tư công ty thông qua một mô hình đầu tư kỳ vọng và hiệu chỉnh từng phần tích hợp. Tiếp đến, tác động của mức độ nắm giữ tiền mặt đến mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh động của đầu tư công ty được xem xét thông qua việc mở rộng mô hình hiệu chỉnh từng phần tích hợp đã xây dựng. Sử dụng dữ liệu các công ty được niêm

yết tại hai sàn giao dịch chứng khoán TP.HCM và Hà Nội giai đoạn 2010–2020, nghiên cứu tìm thấy bằng chứng có ý nghĩa về vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Khi các kênh truyền dẫn chính sách cụ thể được xem xét, cả kênh tiền tệ và kênh tín dụng đều cho thấy sự tác động bất cân xứng đến tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty, tuy nhiên có sự khác biệt đáng kể trong các thời kỳ chính sách tiền tệ nới lỏng. Đồng thời, bài nghiên cứu cũng cho thấy tính không đồng nhất trong tác động của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư ở các doanh nghiệp có mức độ nắm giữ tiền mặt khác nhau. Cụ thể, các công ty có mức độ nắm giữ tiền mặt cao hơn thường ít nhạy cảm hơn trước các tác động của chính sách tiền tệ trong quá trình điều chỉnh đầu tư công ty về mức đầu tư kỳ vọng.

Các kết quả của bài nghiên cứu cung cấp các thông tin tham khảo quan trọng đối với các nhà điều hành doanh nghiệp trong việc hoạch định và thực hiện các quyết định đầu tư trước các bối cảnh khác nhau của môi trường chính sách vĩ mô. Đồng thời, các kết quả nghiên cứu cũng bổ sung nguồn tài liệu tham khảo hữu ích đối với các nhà hoạch định chính sách, trong quá trình tối ưu hóa khả năng điều tiết của chính sách tiền tệ đối với các hoạt động kinh tế vi mô, mà cụ thể là hoạt động đầu tư ở mức độ doanh nghiệp nhằm đạt được các mục tiêu chính sách mong muốn.

Phần tiếp theo của nghiên cứu được trình bày như sau: Đầu tiên, tóm lược các nghiên cứu liên quan trước đây và xây dựng các giả thuyết nghiên cứu. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu được trình bày trong Phần 3. Phần 4 trình bày các kết quả thực nghiệm, các thảo luận liên quan. Và cuối cùng, phần 5 là kết luận.

2. Tổng quan các nghiên cứu trước đây và phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.1. Nghiên cứu về tác động của chính sách tiền tệ đến đầu tư công ty

Vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đến hành vi đầu tư của công ty được nghiên cứu với nhiều khía cạnh khác nhau, chủ yếu tập trung vào các tác động đối với mức độ, tỷ lệ đầu tư của công ty. Kucharcukova và Pasalicova (2017) đánh giá ảnh hưởng của những hạn chế tài trợ và truyền dẫn của chính sách tiền tệ đến mức độ đầu tư công ty. Với dữ liệu từ các doanh nghiệp Czech, chính sách tiền tệ thắt chặt được cho thấy sẽ làm tăng chi phí tài trợ, từ đó làm giảm đầu tư. Thông qua đánh giá vai trò điều tiết của các kênh truyền dẫn chính sách đến đầu tư công ty tại các quốc gia như: Đức, Pháp, Ý và Tây Ban Nha, Chatelain và cộng sự (2002) cho thấy kênh tiền tệ (kênh lãi suất) có vai trò điều tiết mạnh hơn đến đầu tư công ty so với kênh tín dụng tại bốn nền kinh tế lớn nhất khu vực đồng Euro này. Nghiên cứu của Abdul Karim (2012) cho thấy chính sách tiền tệ hoạt động thông qua cả kênh tiền tệ và các kênh tín dụng trong việc điều tiết đầu tư của các công ty trong nền kinh tế Malaysia. Tuy nhiên, ảnh hưởng của chính sách tiền tệ đến hoạt động đầu tư không đồng nhất đối với các lĩnh vực khác nhau của nền kinh tế. Trong dài hạn, đầu tư vào các lĩnh vực dịch vụ và sản phẩm tiêu dùng bị ảnh hưởng đáng kể bởi lãi suất và các kênh tín dụng. Trong khi đó, đầu tư vào công nghiệp chỉ bị ảnh hưởng đáng kể bởi kênh lãi suất, ngược lại lĩnh vực bất động sản chỉ bị ảnh hưởng bởi kênh tín dụng. Zulkihibri (2013) cũng thực hiện nghiên cứu ở thị trường Malaysia và cho thấy khả năng tiếp cận tài trợ bên ngoài, đặc biệt tại các công ty phụ thuộc nhiều vào ngân hàng chịu tác động đáng kể của chính sách tiền tệ.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu về chính sách tiền tệ chủ yếu tập trung vào góc độ vĩ mô hay mối quan hệ với thị trường chứng khoán (Lê Hồ An Châu và cộng sự, 2018; Trần Thị Hải Lý, 2015). Các nghiên cứu về vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đối với hành vi đầu tư của công ty vẫn còn hạn chế. Lại Trung Thành và Nguyễn Quang Bình (2018) xem xét vai trò của chính sách tiền tệ đối với quyết định đầu tư của các doanh nghiệp Việt Nam trong giai đoạn 2000–2016, kết quả cho thấy chính sách tiền tệ dường như không có tác động thúc đẩy đầu tư doanh nghiệp thông qua kênh tín dụng. Tương tự, Tran và cộng sự (2019) cho thấy chính sách tiền tệ (đo lường bằng cung tiền) có ảnh hưởng khá yếu đến các quyết định đầu tư của các doanh nghiệp Việt Nam. Nghiên cứu trong giai đoạn 2008–2017 của Tran (2021) cho thấy chính sách tiền tệ nới lỏng thông qua tăng trưởng cung tiền có tác động tích cực đến đầu tư công ty tại Việt Nam, tuy nhiên, tác động này bị suy giảm tại các doanh nghiệp có tỷ lệ nắm giữ tiền mặt cao.

2.2. *Phát triển giả thuyết nghiên cứu*

2.2.1. *Chính sách tiền tệ, các kênh truyền dẫn và sự điều chỉnh đầu tư công ty*

Vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đến nhiều khía cạnh hoạt động khác nhau của công ty, bao gồm các quyết định đầu tư đã được ghi nhận thông qua nhiều kênh truyền dẫn chính sách khác nhau. Trong đó, có thể kể đến hai kênh chính gồm: Kênh tiền tệ (bao gồm các tiếp cận lãi suất, tỷ giá, giá tài sản), và kênh tín dụng (Bernanke & Blinder, 1992; Bernanke & Gertler, 1995; Chatelain và cộng sự, 2002).

Đối với kênh tiền tệ, theo kinh tế học tân cổ điển, các nhà hoạch định chính sách tiền tệ sử dụng lãi suất ngắn hạn để tác động đến chi phí vốn và sau đó ảnh hưởng chi tiêu cho hàng hóa lâu bền như: Đầu tư tài sản cố định, nhà ở, hàng tồn kho và hàng tiêu dùng. Đổi lại, những thay đổi trong tổng cầu ảnh hưởng đến mức độ đầu tư của công ty. Khi lãi suất được điều chỉnh tăng, có sự gia tăng tương ứng về chi phí tài trợ nợ và các hạn chế tài trợ bên ngoài của các công ty (Zulkehlbi, 2013). Các doanh nghiệp trở nên phụ thuộc hơn vào tài trợ nội bộ hoặc điều chỉnh giảm quy mô đầu tư.

Đối với kênh tín dụng, chính sách tiền tệ điều tiết chủ yếu thông qua thay đổi giới hạn cung của các khoản vay ngân hàng, qua đó ảnh hưởng đến khả năng đầu tư của công ty (Bernanke & Gertler, 1995; Oliner & Rudebusch, 1996). Với nền kinh tế có hệ thống tài chính còn dựa nhiều vào ngân hàng như Việt Nam, chính sách phân bổ hay áp đặt tổng giới hạn tín dụng được sử dụng như một công cụ chính sách quan trọng (Tran, 2021). Tổng số tiền của các khoản cho vay mới bởi hệ thống ngân hàng thương mại hàng năm không thể vượt quá hạn mức do Ngân hàng Nhà nước quy định. Thông qua việc quản lý kênh cho vay này, chính sách tiền tệ điều tiết một cách mạnh mẽ các khoản tín dụng mà công ty được cung cấp từ hệ thống ngân hàng (Kashyap và cộng sự, 1993).

Khi có sự thay đổi trong chính sách tiền tệ (ví dụ, từ nới lỏng sang thắt chặt), các cơ hội đầu tư và tài trợ bên ngoài của công ty bị ảnh hưởng thông qua kênh tiền tệ và tín dụng (Aktar và cộng sự, 2021; Grosse-Rueschkamp và cộng sự, 2019). Điều này thúc đẩy các nhà quản trị chủ động xem xét điều chỉnh kế hoạch và quy mô đầu tư để thích ứng với các thay đổi này. Với một mức độ đầu tư kỳ vọng được định trước dựa trên các đặc điểm hiện hữu, tốc độ điều chỉnh đầu tư về mức kỳ vọng chịu ảnh hưởng bởi các thay đổi của môi trường, trong đó, chính sách tiền tệ đóng vai trò quan trọng (Fu & Liu, 2015). Trong bối cảnh chính sách tiền tệ nới lỏng, với nguồn cung tín dụng tăng và chi phí sử dụng vốn giảm, chi phí điều chỉnh được kỳ vọng giảm tương ứng, và do đó, tốc độ điều chỉnh về mức

đầu tư mục tiêu được kỳ vọng nhanh hơn, và ngược lại. Giả thuyết nghiên cứu đầu tiên theo đó được xây dựng:

Giả thuyết H1: Tốc độ điều chỉnh động của đầu tư công ty nhanh hơn trong giai đoạn chính sách tiền tệ mở rộng so với giai đoạn chính sách thắt chặt.

Trong nhiều thập kỷ, các nhà kinh tế vĩ mô đã tranh luận liệu chính sách tiền tệ có vai trò như nhau đến sản lượng thực trong thời kỳ suy thoái kinh tế và mở rộng hay không. Ngày càng có nhiều bằng chứng cho thấy chính sách tiền tệ thắt chặt có khả năng kiềm hãm một cách hiệu quả nền kinh tế quá nóng, nhưng khả năng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế của chính sách tiền tệ nới lỏng là không rõ ràng (Keynes, 2018). Điều này thể hiện sự bất đối xứng trong vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ ở các thời kỳ trạng thái chính sách khác nhau.

Vào đầu những năm 1990, các nghiên cứu đánh giá các tác động bất đối xứng của chính sách tiền tệ đã bắt đầu xuất hiện. Cover (1992) xem xét dữ liệu hàng quý của Mỹ sau chiến tranh từ năm 1951 đến năm 1987 và kết luận rằng cú sốc dương của cung tiền không ảnh hưởng đến sản lượng, trong khi đó, những cú sốc âm làm giảm sản lượng. Karras (1996) nghiên cứu 18 quốc gia châu Âu giai đoạn 1953–1990 và thấy rằng cú sốc cung tiền âm có ảnh hưởng ý nghĩa đối với sản lượng, trong khi đó, những cú sốc dương không có ảnh hưởng về mặt thống kê. Karras và Stokes (1999) cho thấy vai trò của cung tiền đối với giá cả và tiêu dùng tư nhân là đối xứng, trong khi phản ứng của đầu tư cố định được đặc trưng bởi sự bất cân xứng, rất giống với những phản ứng của sản lượng từ kết quả các nghiên cứu của Cover (1992) và Karras (1996).

Ở góc độ vi mô, Fu và Liu (2015) cho thấy ảnh hưởng bất cân xứng của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty, đặc biệt thông qua kênh tiền tệ. Cụ thể, một sự điều chỉnh các công cụ chính sách có ảnh hưởng mạnh hơn đến tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty trong bối cảnh chính sách tiền tệ thắt chặt so với giai đoạn mở rộng. Bằng chứng tương tự về khả năng điều tiết bất cân xứng của chính sách tiền tệ đến hành vi đầu tư của công ty cũng được tìm thấy trong nghiên cứu của Gaiotti và Generale (2002).

Với những cơ sở nêu trên, giả thuyết tiếp theo của bài nghiên cứu được xây dựng:

Giả thuyết H2: Kênh tiền tệ có tác động mạnh hơn đến sự điều chỉnh đầu tư công ty trong giai đoạn chính sách tiền tệ thắt chặt so với giai đoạn chính sách mở rộng.

Giả thuyết H3: Kênh tín dụng có tác động mạnh hơn đến sự điều chỉnh đầu tư công ty trong giai đoạn chính sách tiền tệ thắt chặt so với giai đoạn chính sách mở rộng.

2.2.2. Tác động của nắm giữ tiền mặt đến mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty

Vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đến hành vi đầu tư của công ty được thực hiện chủ yếu thông qua các tác động liên quan đến chi phí tài trợ và các hạn chế tài trợ bên ngoài của doanh nghiệp (Aktar và cộng sự, 2021). Theo đó, độ nhạy cảm của sự điều chỉnh đầu tư công ty trước các thay đổi của chính sách tiền tệ thường thấp hơn đối với các công ty có khả năng tài trợ nội bộ cao hơn.

Trong bối cảnh chính sách tiền tệ thắt chặt, sự gia tăng chi phí tài trợ và các hạn chế gia tăng đối với nguồn cung tín dụng có khả năng gây ra những tác động tiêu cực đến đầu tư doanh nghiệp (Kucharcukova & Pasalicova, 2017; Yang và cộng sự, 2021). Tác động này đặc biệt nghiêm trọng đối với các công ty đang đối mặt với hạn chế tài chính hoặc phụ thuộc nhiều vào nguồn tài trợ bên ngoài (Silva, 2019; Zulkhibri, 2013). Với mục tiêu phòng ngừa, các công ty gia tăng nhu cầu nắm giữ tiền

mặt nhằm củng cố sự an toàn trước các biến động không mong muốn của dòng tiền (Bates và cộng sự, 2009; Opler và cộng sự, 1999) hay rủi ro của việc đầu tư dưới mức trong tương lai (Almeida và cộng sự, 2004). Nhiều bằng chứng thực nghiệm đã cho thấy vai trò phòng ngừa rủi ro của việc nắm giữ tiền mặt đối với hoạt động đầu tư của doanh nghiệp. Duchin và cộng sự (2010) cho thấy việc nắm giữ tiền mặt nhiều hơn mang lại cho các công ty khả năng cao hơn trong việc hấp thụ và giảm thiểu tác động của các cú sốc chính sách tiền tệ đến quyết định đầu tư của doanh nghiệp.

Ngay cả trong bối cảnh chính sách tiền tệ mở rộng, khi khả năng tiếp cận các nguồn tài trợ bên ngoài gia tăng và chi phí tài trợ có xu hướng giảm, các lập luận của lý thuyết trật tự phân hạng cũng cho thấy, các dự án đầu tư của công ty được ưu tiên tài trợ trước tiên bằng các nguồn nội bộ (Myers & Majluf, 1984). Các công ty nắm giữ tiền mặt nhiều hơn thường cho thấy khả năng tài trợ nội bộ cao hơn (Bernanke & Gertler, 1989). Và do đó, các kế hoạch đầu tư của công ty ít nhạy cảm hơn trước các thay đổi của chính sách tiền tệ.

Với các cơ sở nêu trên, giả thuyết thứ tư của bài nghiên cứu được xây dựng:

Giả thuyết H4: Mức độ nắm giữ tiền mặt cao hơn làm giảm thiểu tác động của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Để ước tính tốc độ điều chỉnh động của đầu tư công ty, mô hình hiệu quả đầu tư của Richardson (2006) được xem xét tích hợp cùng mô hình điều chỉnh từng phần của Flannery và Rangan (2006). Theo Richardson (2006), có một quy mô đầu tư tối ưu của doanh nghiệp. Quy mô này phụ thuộc vào điều kiện hoạt động gần nhất của một công ty trong một môi trường bên ngoài cho trước. Mô hình đầu tư kỳ vọng của công ty có thể ước lượng:

$$I_{i,t}^o = \alpha X_{i,t-1} \quad (1)$$

Trong đó: $I_{i,t}^o$ đại diện cho đầu tư kỳ vọng của công ty i ở năm t ;

$X_{i,t-1}$ là vector các biến đặc tính của công ty có tác động đến đầu tư kỳ vọng.

Tương tự Richardson (2006), Fu và Liu (2015), và Hoang và Phung (2019) cũng cùng quan điểm cho rằng các thành tố cơ bản ảnh hưởng đến đầu tư kỳ vọng của công ty bao gồm: Cơ hội tăng trưởng (*Growth*), đòn bẩy tài chính (*Lev*), mức độ nắm giữ tiền mặt (*Cash*), độ tuổi công ty từ năm IPO (*IPOage*), quy mô doanh nghiệp (*Insize*), lợi nhuận cổ phiếu (*Return*) trong quá khứ.

Trong điều kiện ổn định, các công ty nhanh chóng điều chỉnh đầu tư quay trở lại mức kỳ vọng – mức mà các công ty lựa chọn trong trường hợp không có bất kỳ chi phí điều chỉnh nào. Tuy nhiên, với sự có mặt của chi phí điều chỉnh, việc điều chỉnh đầu tư công ty về mức kỳ vọng không thể được thực hiện tức thời mà cần được tiến hành từng phần qua nhiều thời kỳ.

Flannery và Rangan (2006) đề xuất mô hình điều chỉnh từng phần để ước tính tốc độ điều chỉnh đầu tư của công ty đến mức mục tiêu giai đoạn tiếp theo:

$$I_{i,t} - I_{i,t-1} = \lambda(I_{i,t}^o - I_{i,t-1}) + \phi_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó: $I_{i,t}$ và $I_{i,t-1}$: Mức đầu tư thực tế của công ty i trong kỳ t và kỳ $t-1$;

λ : Tốc độ điều chỉnh về mức kỳ vọng của đầu tư công ty từ kỳ $t-1$ đến kỳ t . Giá trị λ càng lớn tức là tốc độ điều chỉnh càng nhanh. Khi $\lambda = 1$ cho thấy công ty điều chỉnh toàn bộ cho bất kỳ chênh lệch nào so với mức đầu tư mục tiêu; λ được kỳ vọng nhỏ hơn 1 khi các chi phí điều chỉnh xuất hiện.

Từ phương trình (1) và (2), mô hình điều chỉnh từng phần tích hợp của công ty được hình thành:

$$\begin{aligned} I_{i,t} - I_{i,t-1} &= \lambda(\alpha X_{i,t-1} - I_{i,t-1}) + \omega_{i,t} \\ I_{i,t} &= (1 - \lambda)I_{i,t-1} + \lambda\alpha X_{i,t-1} + \omega_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

Có thể lập luận rằng doanh nghiệp xây dựng kế hoạch đầu tư vào đầu mỗi năm theo các đặc trưng của công ty năm liền trước và dựa trên các thay đổi năm hiện tại của môi trường vĩ mô để điều chỉnh thích hợp. Để xem xét ảnh hưởng của các trạng thái chính sách tiền tệ cùng các kênh truyền dẫn đến sự điều chỉnh động của đầu tư công ty, mô hình điều chỉnh từng phần tích hợp (3) được mở rộng với việc bổ sung thành phần tương tác giữa biến đại diện chính sách tiền tệ hiện tại và độ trễ của biến đầu tư vào vế phải của mô hình, cụ thể:

$$I_{i,t} = (1 - \lambda)I_{i,t-1} + \gamma MC_t I_{i,t-1} + \lambda\alpha X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Trong đó, MC_t đại diện cho biến chính sách tiền tệ ở kỳ t . Tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty trở thành $\lambda' = \lambda - \gamma MC_t$. Do các biến đại diện chính sách tiền tệ thường mang giá trị dương, nếu hệ số ước lượng của thành phần tương tác là âm thì tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty tăng theo sự gia tăng của biến chính sách tiền tệ, và ngược lại.

Để đánh giá ảnh hưởng của nắm giữ tiền mặt đến vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty, thành phần tương tác với biến đo lường mức độ nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp tiếp tục được thêm vào mô hình:

$$I_{i,t} = (1 - \lambda)I_{i,t-1} + \gamma MC_t I_{i,t-1} + \delta CASH_{i,t} MC_t I_{i,t-1} + \lambda\alpha X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Trong đó, $CASH_{i,t}$ là tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tại công ty i trong kỳ t . Tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty trở thành $\lambda' = \lambda - (\gamma + \delta CASH_{i,t})MC_t$. Tác động biên của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh động của đầu tư công ty được ước tính bằng $-(\gamma + \delta CASH_{i,t})$. Với giả thuyết nghiên cứu H4, tỷ lệ nắm giữ tiền mặt được kỳ vọng làm giảm thiểu tác động của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty, do đó, dấu của hệ số ước lượng δ được kỳ vọng trái ngược với dấu của hệ số ước lượng γ .

Để xử lý vấn đề nội sinh của mô hình dạng bảng động, kỹ thuật GMM hệ thống (System GMM – viết tắt là SGMM) hai giai đoạn, có hiệu chỉnh sai số, phát triển bởi Arellano và Bover (1995), Blundell và Bond (1998) được sử dụng để xử lý vấn đề này và các đặc điểm khác của dữ liệu. Đồng thời, ước lượng bình phương nhỏ nhất với tác động cố định (Fixed Effects – FE) cùng hiệu chỉnh White cũng được xem xét như một phương pháp kiểm định tính vững.

3.2. Đo lường biến

Biến phụ thuộc là đầu tư công ty. Tương tự như nghiên cứu của Richardson (2006), tỷ lệ đầu tư công ty được đại diện bằng các chỉ tiêu mua sắm tài sản cố định và các tài sản dài hạn khác chia tổng tài sản để loại bỏ ảnh hưởng của chênh lệch quy mô.

Biến độc lập chính là chính sách tiền tệ. Để xem xét vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty, hai hình thức đại diện chính sách tiền tệ được xem xét sử dụng, bao gồm: Trạng thái và các kênh truyền dẫn chính sách.

Biến trạng thái chính sách tiền tệ phản ánh định hướng chung của chính sách tiền tệ quốc gia trong từng thời kỳ: Giai đoạn chính sách tiền tệ mở rộng (nới lỏng) và giai đoạn thắt chặt. Trên thực tế, việc phân biệt cụ thể các giai đoạn trạng thái chính sách tiền tệ khác nhau là rất khó khăn. Fu và Liu (2015) và Yang và cộng sự (2021) đề xuất sử dụng sự chênh lệch giữa tốc độ tăng trưởng cung tiền M2 và tăng trưởng GDP danh nghĩa để xem xét trạng thái chính sách tiền tệ. Một cách tổng quát, có thể xem tăng trưởng GDP đại diện cho nhu cầu tiền tệ để tăng trưởng kinh tế, trong khi tăng trưởng M2 phản ánh lượng cung tiền được đáp ứng. Mỗi quan hệ chặt chẽ và thậm chí có thể nhất quán giữa tăng trưởng GDP và tăng trưởng cung tiền đã được tìm thấy trong nhiều nghiên cứu (ví dụ: Mayer và cộng sự (1996), Shirakawa (2001)). Khi tăng trưởng cung tiền M2 lớn hơn tăng trưởng của GDP, tức cung tiền vượt quá nhu cầu hoặc khả năng tăng trưởng kinh tế hiện tại và các nhà hoạch định chính sách đang nỗ lực thực hiện một chính sách tiền tệ nới lỏng và ngược lại.

Bảng 1 trình bày tốc độ tăng trưởng GDP danh nghĩa, tốc độ tăng trưởng cung tiền M2 và trạng thái chính sách tiền tệ qua các năm trong giai đoạn nghiên cứu. Theo phân loại này, trong giai đoạn 2010–2020, các nhà hoạch định chính sách Việt Nam đã duy trì một chính sách tiền tệ mở rộng kéo dài, ngoại trừ giai đoạn năm 2011 (và một vài tháng đầu năm 2012) nhằm kiềm chế lạm phát tăng cao sau khi một lượng tiền lớn được bơm vào nhằm thúc đẩy phục hồi nền kinh tế sau khủng hoảng tài chính thế giới năm 2008. Nhận định về trạng thái chính sách tiền tệ Việt Nam tương tự được đưa ra bởi Tran (2021).

Tuy nhiên, với phương pháp phân loại này, sự chênh lệch khá lớn về tỷ trọng giai đoạn chính sách tiền tệ mở rộng so với thắt chặt trong mẫu nghiên cứu có thể gây ra các lo ngại về sự thiên lệch có thể xảy ra trong kết quả ước lượng. Do đó, bài nghiên cứu sử dụng đồng thời hai đo lường của trạng thái chính sách tiền tệ. Đầu tiên, trong các phân tích chính thức, phân loại tuyệt đối trạng thái chính sách tiền tệ được sử dụng với biến giả trạng thái chính sách tiền tệ (MP) mang giá trị 1 trong các giai đoạn chính sách thắt chặt và ngược lại bằng 0. Trong các kiểm định tính vững, chênh lệch giữa tốc độ tăng trưởng GDP danh nghĩa và tốc độ tăng trưởng cung tiền M2 được sử dụng nhằm phản ánh định hướng và mức độ tương đối của trạng thái chính sách tiền tệ quốc gia trong từng thời kỳ. Chênh lệch này càng lớn, tức cung tiền càng thấp so với nhu cầu hoặc khả năng tăng trưởng kinh tế hiện tại, cho thấy xu hướng thực hiện một chính sách tiền tệ thắt chặt hơn từ các nhà hoạch định chính sách, và ngược lại.

Bảng 1.

Trạng thái chính sách tiền tệ Việt Nam giai đoạn 2010–2020

Năm	Tăng trưởng GDP danh nghĩa	Tăng trưởng cung tiền M2	Trạng thái chính sách tiền tệ
2010	19,27%	29,71%	Mở rộng
2011	28,83%	11,94%	Thắt chặt
2012	16,75%	24,54%	Mở rộng
2013	10,44%	21,40%	Mở rộng
2014	9,87%	19,74%	Mở rộng
2015	6,48%	14,91%	Mở rộng
2016	7,39%	17,88%	Mở rộng
2017	11,18%	14,26%	Mở rộng

Năm	Tăng trưởng GDP danh nghĩa	Tăng trưởng cung tiền M2	Trạng thái chính sách tiền tệ
2018	10,71%	12,70%	Mở rộng
2019	8,93%	13,62%	Mở rộng
2020	4,24%	12,56%	Mở rộng

Nguồn: Dữ liệu tăng trưởng GDP danh nghĩa và tăng trưởng cung tiền M2 từ cơ sở dữ liệu Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics – IFS) thuộc Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund – IMF), truy xuất thông qua hệ thống Datastream. Nhận định về trạng thái chính sách tiền tệ được thực hiện bởi nhóm tác giả theo phương pháp được trình bày trong Phần 3.2.

Với hai kênh truyền dẫn chính của chính sách tiền tệ được xem xét, kênh tiền tệ ảnh hưởng đến nguồn cung tiền M1 và cung tiền M2 để đạt được các mục tiêu chính sách thông qua các công cụ như: Lãi suất, dự trữ bắt buộc, tỷ giá, hoạt động thị trường mở. Vì cung tiền M1 phản ánh sức mua thực trong nền kinh tế, đại diện cho nhu cầu thị trường và cơ hội đầu tư, tương tự Fu và Liu (2015), bài nghiên cứu sử dụng tốc độ tăng trưởng của cung tiền M1 làm đại diện cho kênh truyền dẫn tiền tệ.

Với kênh tín dụng, quy mô và cấu trúc phân bổ tín dụng bị điều tiết thông qua các quy định thiết lập hạn mức và khu vực phân bổ cụ thể, từ đó tác động đến khả năng tiếp cận tài trợ bên ngoài của doanh nghiệp. Một cách tổng quát, bài nghiên cứu sử dụng tốc độ tăng trưởng tín dụng tư nhân hàng năm đại diện cho kênh tín dụng của chính sách tiền tệ.

Mô tả chi tiết các biến được trình bày trong Bảng 2.

Bảng 2.

Định nghĩa và đo lường biến

Biến	Đo lường
<i>Các biến chính</i>	
Tỷ lệ đầu tư (I)	Chi mua sắm tài sản cố định và các tài sản dài hạn khác/Tổng tài sản.
Trạng thái chính sách tiền tệ	
Trạng thái tuyệt đối (MP)	Biến giả mang giá trị 1 trong các giai đoạn chính sách tiền tệ thắt chặt, ngược lại bằng 0.
Hướng trạng thái chính sách (MPD)	Tăng trưởng GDP danh nghĩa – Tăng trưởng cung tiền M2.
<i>Các kênh truyền dẫn chính sách tiền tệ</i>	
Kênh tiền tệ	M1: Tăng trưởng cung tiền M1 so với năm trước.
Kênh tín dụng	Credit: Tăng trưởng tín dụng tư nhân so với năm trước.
<i>Các biến kiểm soát</i>	
Quy mô công ty (lnsize)	Logarit tự nhiên của tổng tài sản.
Cơ hội tăng trưởng (Growth)	Tốc độ tăng trưởng thu nhập hoạt động so với năm trước.
Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt (Cash)	Tỷ lệ (tiền, các khoản tương đương tiền và đầu tư ngắn hạn)/Tổng tài sản.
Tỷ lệ đòn bẩy (Lev)	Tổng nợ/Tổng tài sản.

Biến	Đo lường
Lợi nhuận cổ phiếu (Return)	Lợi nhuận khi mua và nắm giữ cổ phiếu công ty 12 tháng, với ngày bắt đầu là bốn tháng sau ngày kết thúc năm tài chính liền trước.
Số năm niêm yết (IPOage)	Thời gian từ năm phát hành cổ phần lần đầu ra công chúng đến năm báo cáo.

3.3. Dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu các công ty niêm yết tại hai sàn giao dịch chứng khoán TP.HCM và Hà Nội, giai đoạn 2010–2020. Loại trừ các công ty tài chính, các công ty hủy niêm yết và các công ty có dưới ba quan sát liên tục, bài nghiên cứu tiến hành trên bộ dữ liệu gồm 652 công ty, chiếm 85% tổng số công ty niêm yết trên hai sàn vào cuối năm 2020.

Việc phân loại ngành được thực hiện theo chuẩn phân ngành GICS đã được áp dụng trên sàn chứng khoán TP.HCM (HOSE). Với các công ty niêm yết tại sàn chứng khoán Hà Nội (HNX), việc phân ngành theo tiêu chuẩn GICS được sử dụng theo phân loại được thực hiện bởi Refinitiv (Thomson Reuters). Các dữ liệu tài chính doanh nghiệp được truy xuất từ Refinitiv Eikon¹, các dữ liệu liên quan đến chính sách tiền tệ được thu thập từ cơ sở dữ liệu Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics – IFS) thuộc Quỹ Tiền tệ Quốc tế (International Monetary Fund – IMF), và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, truy xuất thông qua hệ thống Datastream.

Để giảm thiểu tác động của các giá trị ngoại lai, các biến cần thiết được winsor² ở mức 1% và 99%. Thống kê mô tả các biến được trình bày trong Bảng 3. Hệ số tương quan giữa các biến được trình bày trong Bảng 4, cho thấy mức độ tương quan thấp giữa các biến giải thích được sử dụng trong mô hình (dưới 0,5).

Bảng 3.

Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị thấp nhất	Giá trị cao nhất
I	6.137	0,0459	0,0630	0,0000	0,3230
Lev	6.137	0,5024	0,2127	0,1135	0,8338
Insize	6.137	27,1708	1,5277	23,3216	33,6772
Cash	6.137	0,1451	0,1515	0,0011	0,6965
Growth	6.137	0,0629	1,0756	–2,0849	3,0275
Return	6.137	0,1722	0,5810	–0,6920	3,0658
IPOage	6.137	7,5455	3,8530	1,0000	21,0000

¹ Refinitiv là nhà cung cấp thông tin và dữ liệu tài chính toàn cầu được thành lập vào năm 2018 sau khi Thomson Reuters bán 55% cổ phần mảng kinh doanh Financial & Risk cho Blackstone Group. Ứng dụng Eikon được Thomson Reuters chuyển giao cho Refinitiv sau thương vụ này và đổi tên từ Thomson Reuters sang Refinitiv Eikon. Tham khảo thêm tại: <https://www.refinitiv.com/en/products/eikon-trading-software>

² Winsor (hay Winsorization) là phương pháp nhằm giảm thiểu tác động của các giá trị ngoại lai thông qua việc giới hạn các giá trị cực trị về giá trị của một phân vị cụ thể. Trong nghiên cứu này, được winsor ở mức 1% và 99% tức các giá trị dữ liệu dưới phân vị thứ 1 sẽ được đặt lại thành giá trị tại phân vị thứ nhất, và các giá trị trên phân vị thứ 99 sẽ được đặt lại thành giá trị tại phân vị này. Xem thêm Frieman và cộng sự (2017).

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị thấp nhất	Giá trị cao nhất
M1		0,1566	0,0442	0,0970	0,2245
Credit		0,1589	0,0627	0,0876	0,3243
MP		0,0909	0,3015	0,0000	1,0000
MPD		−0,0549	0,0730	−0,1096	0,1689

Bảng 4.

Ma trận hệ số tương quan

	I	L.Lev	L.Insize	L.Cash	L.Growth	L.Return	L.IOPage	MP	MPD	M1
L.Lev	−0,027 (0,048)									
L.Insize	0,057 (0,000)	0,356 (0,000)								
L.Cash	0,022 (0,106)	−0,381 (0,000)	−0,135 (0,000)							
L.Growth	0,070 (0,000)	−0,017 (0,203)	0,039 (0,004)	0,049 (0,000)						
L.Return	0,115 (0,000)	0,006 (0,664)	−0,041 (0,003)	0,088 (0,000)	0,185 (0,000)					
L.IOPage	−0,053 (0,000)	0,063 (0,000)	0,057 (0,000)	−0,020 (0,149)	−0,026 (0,057)	−0,009 (0,498)				
MP	0,064 (0,000)	0,007 (0,618)	−0,056 (0,000)	0,004 (0,783)	0,059 (0,000)	−0,269 (0,000)	−0,141 (0,000)			
MPD	0,047 (0,001)	−0,002 (0,865)	−0,013 (0,327)	0,013 (0,352)	0,051 (0,000)	−0,294 (0,000)	−0,060 (0,000)	0,909 (0,000)		
M1	0,032 (0,019)	0,012 (0,386)	−0,027 (0,045)	−0,037 (0,006)	−0,092 (0,000)	0,075 (0,000)	−0,034 (0,012)	−0,454 (0,000)	−0,609 (0,000)	
Credit	0,099 (0,000)	−0,002 (0,876)	−0,056 (0,000)	0,041 (0,003)	0,124 (0,000)	0,353 (0,000)	−0,111 (0,000)	−0,045 (0,001)	−0,138 (0,000)	0,277 (0,000)

Ghi chú: Số liệu trong ngoặc đơn () là giá trị p-value của các hệ số tương quan.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Sự điều chỉnh đầu tư công ty dưới các trạng thái chính sách tiền tệ khác nhau

Phần đầu tiên (cột thứ nhất và thứ hai) trong Bảng 5 trình bày ước lượng cơ bản về tỷ lệ đầu tư kỳ vọng và tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty dựa trên các đặc tính nội bộ có ảnh hưởng đến đầu tư công ty tại kỳ liền trước như được thể hiện trong phương trình (3). Cột đầu tiên cho thấy kết quả hồi quy OLS với tác động ngành cố định (FE). Tất cả các biến kiểm soát, bao gồm: Đòn bẩy tài chính, quy mô công ty, tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, tốc độ tăng trưởng, lợi nhuận cổ phiếu, số năm IPO và tỷ lệ đầu tư kỳ liền trước đều có ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê ở mức cao đến tỷ lệ đầu tư của công ty.

Bảng 5.

Trạng thái chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] Cơ bản		[2] Tương tác với trạng thái chính sách tiền tệ	
	FE	SGMM	FE	SGMM
I_{t-1}	0,4618*** (0,0178)	0,3497*** (0,0231)	0,4528*** (0,0187)	0,3336*** (0,0246)
$I_{t-1} \cdot MP$			0,0783* (0,0450)	0,0866** (0,0435)
Lev_{t-1}	-0,0131*** (0,0039)	-0,0234** (0,0098)	-0,0133*** (0,0039)	-0,0231** (0,0097)
$lnsize_{t-1}$	0,0014** (0,0005)	0,0067*** (0,0019)	0,0014*** (0,0005)	0,0068*** (0,0019)
$Cash_{t-1}$	0,0157*** (0,0054)	0,0298*** (0,0103)	0,0153*** (0,0054)	0,0293*** (0,0103)
$Growth_{t-1}$	0,0020*** (0,0006)	0,0013** (0,0006)	0,0019*** (0,0006)	0,0011** (0,0006)
$Return_{t-1}$	0,0095*** (0,0016)	0,0073*** (0,0013)	0,0102*** (0,0016)	0,0081*** (0,0013)
$IPOage_{t-1}$	-0,0006*** (0,0002)	-0,0011*** (0,0002)	-0,0005** (0,0002)	-0,0010*** (0,0002)
Hệ số chặn	-0,0081 (0,0137)	-0,1545*** (0,0464)	-0,0094 (0,0138)	-0,2128*** (0,0451)
Số quan sát	5.485	5.485	5.485	5.485
R ² hiệu chỉnh	0,2943		0,2895	

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] Cơ bản		[2] Tương tác với trạng thái chính sách tiền tệ	
	FE	SGMM	FE	SGMM
Kiểm định AR(2)		0,3447		0,3985
Kiểm định Hansen		0,2853		0,3103

Ghi chú: Tất cả ước lượng bao gồm tác động ngành cố định. Để ngắn gọn, hệ số ước lượng của các biến giả ngành không được trình bày trong bảng và sẽ báo cáo khi được yêu cầu;

Số liệu trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn;

*, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Mức ý nghĩa và chiều tác động của các hệ số ước lượng được duy trì tương tự khi sử dụng kỹ thuật ước lượng GMM hệ thống (SGMM). Cả hai kỹ thuật đều bao gồm biến tác động ngành (biến giả ngành) để nắm bắt các nhân tố chung tác động đến tỷ lệ đầu tư ở cấp độ ngành, kết quả ước lượng của các biến giả này được trình bày khi có yêu cầu. Với phương pháp GMM hệ thống, kiểm định Arellano-Bond chấp nhận giả thiết không có tự tương quan bậc hai trong tất cả các ước lượng. Kiểm định Hansen cho thấy các công cụ được sử dụng trong mô hình là phù hợp. Do đó, mô hình có thể được xem là thích hợp để ước lượng tốc độ hiệu chỉnh đầu tư đối với các công ty trong phạm vi nghiên cứu.

Phần thứ hai (cột thứ ba và bốn) của Bảng 5 trình bày kết quả ước lượng vai trò của trạng thái chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Hệ số của biến tương tác giữa đại diện trạng thái chính sách tiền tệ (MP) với tỷ lệ đầu tư kỳ trước của công ty (I_{t-1}) mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê trong cả hai ước lượng FE và SGMM. Kết quả này cho thấy trong phạm vi nghiên cứu, các công ty có tốc độ điều chỉnh về mức đầu tư mục tiêu nhanh hơn trong bối cảnh chính sách tiền tệ mở rộng so với trong thời kỳ chính sách tiền tệ thắt chặt, đồng nghĩa là giả thuyết H_1 được chấp nhận. Cụ thể, theo ước lượng SGMM, tốc độ điều chỉnh đầu tư trung bình của các công ty trong mẫu quan sát được ước tính bằng $\lambda' = 0,6664 - 0,0866MP$, tức 66,64% trong giai đoạn chính sách tiền tệ nới lỏng và giảm xuống chỉ còn 57,98% trong thời kỳ chính sách thắt chặt. Fu và Liu (2015) cũng cho kết quả nghiên cứu tương tự.

4.2. Ảnh hưởng bất cân xứng của các kênh truyền dẫn đến sự điều chỉnh đầu tư công ty

Để xem xét ảnh hưởng điều tiết của các kênh truyền dẫn chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh động của đầu tư công ty, trước hết, nghiên cứu bổ sung biến tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ liền trước (I_{t-1}) và biến đại diện kênh truyền dẫn chính (tăng trưởng cung tiền $M1$ đối với kênh tiền tệ và tăng trưởng tín dụng tư nhân (Credit) đối với kênh tín dụng). Tiếp đến, biến tương tác với trạng thái chính sách tiền tệ (MP) được bổ sung để đánh giá ảnh hưởng bất đối xứng của các kênh truyền dẫn này đến sự điều chỉnh đầu tư công ty.

4.2.1. Kênh tiền tệ

Kết quả ước lượng vai trò điều tiết của kênh tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty được thể hiện trong Bảng 6. Tỷ lệ đầu tư kỳ liền trước và các biến kiểm soát đều có hệ số được giữ nguyên dấu và có ý nghĩa thống kê trong các ước lượng. Trong phần đầu của Bảng 6 (cột thứ nhất và thứ hai), khi xem xét tác động tổng thể của kênh tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty, hệ số ước lượng của thành phần tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ trước và tăng trưởng cung tiền $M1$ không có ý nghĩa thống kê trong cả hai ước lượng FE và SGMM. Theo đó, khi xem xét chung toàn bộ mẫu, kênh tiền tệ dường

như không thể hiện vai trò điều tiết đáng kể đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Kết quả thú vị này khá tương đồng với Tran và cộng sự (2019) khi nghiên cứu này cho thấy vai trò rất yếu của chính sách tiền tệ (đại diện bởi cung tiền) đến đầu tư công ty tại Việt Nam.

Bảng 6.

Kênh tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] Tương tác với kênh tiền tệ		[2] Tương tác với kênh tiền tệ và trạng thái chính sách tiền tệ	
	FE	SGMM	FE	SGMM
I_{t-1}	0,4004*** (0,0628)	0,3869*** (0,0670)	0,3279*** (0,0722)	0,3252*** (0,0748)
$I_{t-1} \cdot M1$	-0,0385 (0,0383)	-0,0367 (0,0406)	-0,0767* (0,0426)	-0,0722* (0,0436)
$I_{t-1} \cdot M1 \cdot MP$			-0,1166** (0,0539)	-0,1172** (0,0556)
Lev_{t-1}	-0,0130*** (0,0039)	-0,0275** (0,0115)	-0,0132*** (0,0039)	-0,0181* (0,0098)
$lnsize_{t-1}$	0,0013** (0,0005)	0,0078*** (0,0019)	0,0014*** (0,0005)	0,0069*** (0,0015)
$Cash_{t-1}$	0,0153*** (0,0054)	0,0298*** (0,0104)	0,0149*** (0,0054)	0,0283*** (0,0101)
$Growth_{t-1}$	0,0019*** (0,0006)	0,0017** (0,0007)	0,0018*** (0,0006)	0,0016** (0,0007)
$Return_{t-1}$	0,0097*** (0,0016)	0,0088*** (0,0015)	0,0106*** (0,0016)	0,0095*** (0,0015)
$IPOage_{t-1}$	-0,0007*** (0,0002)	-0,0012*** (0,0002)	-0,0005** (0,0002)	-0,0010*** (0,0002)
Hệ số chặn	-0,0004 (0,0142)	-0,1773*** (0,0450)	-0,0022 (0,0142)	-0,1589*** (0,0373)
Số quan sát	5.485	5.485	5.485	5.485
R ² hiệu chỉnh	0,2889		0,2903	
Kiểm định AR(2)		0,1384		0,1504
Kiểm định Hansen		0,4613		0,573

Ghi chú: Tất cả ước lượng bao gồm tác động ngành cố định. Để ngắn gọn, hệ số ước lượng của các biến giả ngành không được trình bày trong bảng và sẽ báo cáo khi được yêu cầu;

Số liệu trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn;

*, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Tuy nhiên, khi các bối cảnh trạng thái chính sách tiền tệ cụ thể được xem xét trong phần thứ hai (cột thứ ba và bốn) của Bảng 6, kết quả khác biệt đáng kể được thể hiện. Hệ số của các thành phần tương tác lúc này có ý nghĩa thống kê trong cả ước lượng FE và SGMM, đặc biệt trong bối cảnh chính sách tiền tệ thắt chặt. Vai trò của trạng thái chính sách tiền tệ đến mối quan hệ giữa kênh tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty được thể hiện qua biến tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ liền trước, tăng trưởng cung tiền $M1$ và biến trạng thái chính sách (MP). Hệ số ước lượng của thành phần tương tác này âm và có ý nghĩa thống kê cho thấy trong bối cảnh chính sách tiền tệ thắt chặt, một sự điều tiết của chính sách tiền tệ thông qua kênh tiền tệ có ảnh hưởng mạnh hơn đến tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty so với trong thời kỳ chính sách mở rộng. Cụ thể, với ước lượng SGMM, trong điều kiện các nhân tố khác không đổi, trung bình các công ty trong mẫu có tốc độ điều chỉnh đầu tư về mức mục tiêu $\lambda' = 0,6748 + 0,1894M_1$ trong bối cảnh chính sách tiền tệ thắt chặt, nhưng tốc độ điều chỉnh này chỉ ở mức $\lambda' = 0,6748 + 0,0722M_1$ trong giai đoạn chính sách nới lỏng. Tương tự kết quả của Fu và Liu (2015), sự khác biệt có ý nghĩa thống kê này cho thấy kênh tiền tệ có tác động bất đối xứng đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Giả thuyết nghiên cứu H_2 được xác nhận đối với kênh tiền tệ.

4.2.2. Kênh tín dụng

Bảng 7 trình bày ảnh hưởng điều tiết của kênh tín dụng đến sự điều chỉnh đầu tư công ty, trong trường hợp xem xét tổng thể (cột thứ nhất và thứ hai của Bảng 7) và xem xét trong các thời kỳ trạng thái chính sách tiền tệ nhất định (cột thứ ba và thứ bốn của Bảng 7). Tương tự kênh tiền tệ, với ước lượng tổng thể, không phân biệt trạng thái chính sách, kênh tín dụng dường như không ảnh hưởng đáng kể đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Cụ thể, hệ số ước lượng của thành phần tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ liền trước và tăng trưởng tín dụng ($I_{t-1} \cdot Credit$) không có ý nghĩa thống kê với cả ước lượng FE và SGMM trong phần đầu của Bảng 7.

Khi các trạng thái chính sách tiền tệ được xem xét (cột thứ ba và bốn của Bảng 7), kênh tín dụng cho thấy ảnh hưởng bất đối xứng đến sự điều chỉnh đầu tư công ty một cách có ý nghĩa. Cụ thể, thành phần tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ trước (I_{t-1}), tốc độ tăng trưởng tín dụng ($Credit$), và trạng thái chính sách tiền tệ (MP) âm và có ý nghĩa ở mức cao với cả hai ước lượng FE và SGMM. Trong thời kỳ chính sách tiền tệ thắt chặt ($MP = 1$) với ước lượng SGMM, trong điều kiện các nhân tố khác không đổi, trung bình các công ty trong mẫu có tốc độ điều chỉnh đầu tư về mức mục tiêu $\lambda' = 0,6326 + 0,0631Credit$. Tuy nhiên, tốc độ điều chỉnh này chỉ ở mức 63,26% trong các giai đoạn chính sách nới lỏng ($MP = 0$) và không bị ảnh hưởng đáng kể bởi kênh tín dụng do hệ số ước lượng của biến tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ liền trước và tăng trưởng tín dụng ($I_{t-1} \times Credit$) không có ý nghĩa thống kê. Kết quả ước lượng này cho thấy kênh tín dụng có khả năng điều tiết có ý nghĩa đến sự điều chỉnh đầu tư công ty trong bối cảnh chính sách tiền tệ thắt chặt, nhưng không có vai trò rõ ràng trong thời kỳ chính sách nới lỏng. Vì vậy, giả thuyết nghiên cứu H_3 được chấp nhận.

Bảng 7.
Kênh tín dụng và sự điều chỉnh đầu tư công ty

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] Tương tác với kênh tín dụng		[2] Tương tác với kênh tín dụng và trạng thái chính sách tiền tệ	
	FE	SGMM	FE	SGMM
I_{t-1}	0,4358*** (0,0257)	0,4177*** (0,0450)	0,4218*** (0,0262)	0,3674*** (0,0470)
$I_{t-1} \cdot Credit$	-0,0163 (0,0145)	-0,0197 (0,0254)	-0,0192 (0,0146)	-0,0383 (0,0254)
$I_{t-1} \cdot Credit \cdot MP$			-0,0567*** (0,0200)	-0,0631** (0,0312)
Lev_{t-1}	-0,0131*** (0,0040)	-0,0237** (0,0107)	-0,0134*** (0,0040)	-0,0270** (0,0110)
$lnSize_{t-1}$	0,0014** (0,0005)	0,0077*** (0,0019)	0,0014** (0,0005)	0,0090*** (0,0019)
$Cash_{t-1}$	0,0157*** (0,0052)	0,0256** (0,0104)	0,0153*** (0,0052)	0,0265*** (0,0100)
$Growth_{t-1}$	0,0020*** (0,0007)	0,0017** (0,0007)	0,0019*** (0,0007)	0,0015** (0,0007)
$Return_{t-1}$	0,0092*** (0,0013)	0,0081*** (0,0015)	0,0099*** (0,0013)	0,0084*** (0,0014)
$IPOage_{t-1}$	-0,0006*** (0,0002)	-0,0011*** (0,0002)	-0,0005** (0,0002)	-0,0011*** (0,0002)
Hệ số chặn	-0,0084 (0,0141)	-0,1817*** (0,0444)	-0,0097 (0,0141)	-0,2133*** (0,0460)
Số quan sát	5.485	5.485	5.485	5.485
R ² hiệu chỉnh	0,2887		0,2896	
Kiểm định AR(2)		0,1427		0,1835
Kiểm định Hansen		0,4785		0,3668

Ghi chú: Tất cả ước lượng bao gồm tác động ngành cố định. Để ngắn gọn, hệ số ước lượng của các biến giả ngành không được trình bày trong bảng và sẽ báo cáo khi được yêu cầu;

Số liệu trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn;

*, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

4.3. Chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty: Vai trò của tiền mặt nắm giữ

Vai trò của mức độ nắm giữ tiền mặt đến mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty được xem xét thông qua việc bổ sung thành phần tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ trước (I_{t-1}), biến đại diện kênh truyền dẫn chính sách tiền tệ (M1 hoặc Credit), và tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trong kỳ của công ty. Phần đầu tiên (cột thứ nhất và thứ hai) của Bảng 8 trình bày kết quả ước lượng đối với kênh tiền tệ (biến MC đo lường bằng tốc độ tăng trưởng cung tiền M1). Hệ số của thành phần tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ trước, tăng trưởng cung tiền M1 và tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của công ty ($I_{t-1} \cdot MC \cdot Cash$) dương và có ý nghĩa thống kê trong tất cả các ước lượng cho thấy mức độ nắm giữ tiền mặt cao hơn làm giảm thiểu tác động của kênh tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Cụ thể, với ước lượng SGMM, tác động biên của kênh tiền tệ đến tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty được ước tính bằng $0,1163 - 0,4799Cash$ trong giai đoạn chính sách tiền tệ mở rộng và $0,2264 - 0,4799Cash$ trong giai đoạn chính sách tiền tệ thắt chặt.

Kết quả đối với kênh tín dụng được trình bày trong phần thứ hai (cột thứ ba và bốn) của Bảng 8 với biến MC đo lường bằng tốc độ tăng trưởng tín dụng. Tương tự kênh tiền tệ, tác động của kênh tín dụng đến sự điều chỉnh đầu tư công ty suy giảm ở các công ty có tỷ lệ nắm giữ tiền mặt cao. Hệ số của biến tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ trước, tăng trưởng tín dụng và tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của công ty dương và có ý nghĩa thống kê cao trong cả hai ước lượng FE và SGMM. Bên cạnh đó, hệ số ước lượng của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt dương và có ý nghĩa thống kê xuyên suốt các ước lượng. Các kết quả trên cho thấy việc nắm giữ tiền mặt có tác động tích cực đến đầu tư của doanh nghiệp, đồng thời, hỗ trợ giảm thiểu tác động của các chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Vì vậy, giả thuyết nghiên cứu H_4 được xác nhận.

Bảng 8.

Ảnh hưởng của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt đến vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ và sự điều chỉnh đầu tư công ty

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] MC đo lường bằng tốc độ tăng trưởng M1		[2] MC đo lường bằng tốc độ tăng trưởng tín dụng (Credit)	
	FE	SGMM	FE	SGMM
I_{t-1}	0,3403*** (0,0712)	0,3415*** (0,0729)	0,4297*** (0,0260)	0,3881*** (0,0455)
$I_{t-1} \cdot MC$	-0,1159*** (0,0428)	-0,1163*** (0,0440)	-0,0634*** (0,0153)	-0,0724** (0,0291)
$I_{t-1} \cdot MC \cdot MP$	-0,1112** (0,0543)	-0,1101** (0,0560)	-0,0511** (0,0198)	-0,0564* (0,0330)
$I_{t-1} \cdot MC \cdot Cash$	0,4236*** (0,0705)	0,4799*** (0,0781)	0,4502*** (0,0510)	0,3926** (0,1601)
Lev_{t-1}	-0,0163*** (0,0039)	-0,0236** (0,0094)	-0,0166*** (0,0040)	-0,0196** (0,0098)

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] MC đo lường bằng tốc độ tăng trưởng M1		[2] MC đo lường bằng tốc độ tăng trưởng tín dụng (Credit)	
	FE	SGMM	FE	SGMM
$\ln Size_{t-1}$	0,0015*** (0,0005)	0,0078*** (0,0016)	0,0015*** (0,0005)	0,0080*** (0,0018)
$Cash_{t-1}$	0,0327*** (0,0060)	0,0530*** (0,0102)	0,0330*** (0,0056)	0,0374*** (0,0108)
$Growth_{t-1}$	0,0018*** (0,0006)	0,0015** (0,0007)	0,0019*** (0,0007)	0,0015** (0,0007)
$Return_{t-1}$	0,0109*** (0,0016)	0,0097*** (0,0015)	0,0103*** (0,0013)	0,0090*** (0,0016)
$IPOage_{t-1}$	-0,0005** (0,0002)	-0,0011*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0002)	-0,0011*** (0,0002)
Hệ số chặn	-0,0067 (0,0141)	-0,1856*** (0,0382)	-0,0130 (0,0140)	-0,1922*** (0,0431)
Số quan sát	5.485	5.485	5.485	5.485
R ² hiệu chỉnh	0,2987		0,2994	
Kiểm định AR(2)		0,1188		0,1477
Kiểm định Hansen		0,4190		0,2640

Ghi chú: Tất cả ước lượng bao gồm tác động ngành cố định. Để ngắn gọn, hệ số ước lượng của các biến giả ngành không được trình bày trong bảng và sẽ báo cáo khi được yêu cầu;

Số liệu trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn;

*, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

4.4. Kiểm định tính vững

Để kiểm định tính vững trong các kết quả ước lượng trước các lo ngại về sự thiên lệch có thể gây ra do sự chênh lệch lớn về tỷ trọng các giai đoạn chính sách tiền tệ mở rộng so với thắt chặt trong mẫu, bài nghiên cứu sử dụng một đo lường bổ sung của trạng thái chính sách tiền tệ. Cụ thể, chênh lệch giữa tốc độ tăng trưởng GDP danh nghĩa và tăng trưởng cung tiền M2 được sử dụng, nhằm phản ánh định hướng và mức độ tương đối của trạng thái chính sách trong từng thời kỳ. Chênh lệch này càng lớn, chính sách tiền tệ càng có xu hướng thắt chặt và ngược lại (Yang và cộng sự, 2021).

Phần đầu (cột thứ nhất và thứ hai) của Bảng 9 trình bày kết quả ước lượng tác động của hướng trạng thái chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Hệ số của biến tương tác giữa tỷ lệ đầu tư kỳ trước và biến đại diện cho hướng trạng thái chính sách (MPD) dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy mối tương quan ngược chiều giữa xu hướng thắt chặt của chính sách tiền tệ và tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty. Hay nói cách khác, trong phạm vi nghiên cứu, các công ty có tốc độ điều chỉnh

về mức đầu tư mục tiêu nhanh hơn trong bối cảnh chính sách tiền tệ có xu hướng mở rộng so với trong các thời kỳ chính sách có xu hướng thắt chặt, vì vậy, giả thuyết H_1 được củng cố.

Phần thứ hai (cột thứ ba và bốn) và ba (cột thứ năm và sáu) của Bảng 9 trình bày kết quả ước lượng tác động của kênh tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty trong bối cảnh có xem xét đến định hướng chung của chính sách tiền tệ và ảnh hưởng từ mức độ nắm giữ tiền mặt của công ty. Tương tự các kết quả ước lượng ban đầu tại Bảng 6, kênh tiền tệ tiếp tục thể hiện mối tương quan cùng chiều với tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty. Đồng thời, hệ số ước lượng của thành phần tương tác giữa *tỷ lệ đầu tư kỳ trước, tăng trưởng cung tiền M1* và biến đại diện cho *hướng trạng thái chính sách* (MPD) âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy tác động biên của kênh tiền tệ đến tốc độ điều chỉnh đầu tư công ty có xu hướng gia tăng trong bối cảnh thắt chặt hơn của chính sách tiền tệ. Tuy nhiên, tác động này có xu hướng giảm thiểu tại các công ty có tỷ lệ nắm giữ tiền mặt cao hơn, với việc biến tương tác giữa *tỷ lệ đầu tư kỳ trước, cung tiền M1* và *tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trong kỳ* của công ty tiếp tục duy trì hệ số dương và có ý nghĩa thống kê. Các kết quả kiểm định tính vững tương tự đối với kênh tín dụng được trình bày tại Bảng 10 cũng cho thấy sự nhất quán cao với các kết quả ước lượng ban đầu.

Bảng 9.

Hướng trạng thái chính sách, kênh tiền tệ, nắm giữ tiền mặt và sự điều chỉnh đầu tư công ty

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] Tác động của hướng trạng thái chính sách		[2] Tác động của kênh tiền tệ		[3] Tác động của kênh tiền tệ và nắm giữ tiền mặt	
	FE	SGMM	FE	SGMM	FE	SGMM
I_{t-1}	0,471*** (0,012)	0,362*** (0,024)	0,347*** (0,048)	0,219** (0,097)	0,363*** (0,048)	0,316*** (0,083)
$I_{t-1}.MPD$	0,208* (0,109)	0,395** (0,174)				
$I_{t-1}.M1$			-0,089** (0,035)	-0,154** (0,069)	-0,123*** (0,035)	-0,172*** (0,063)
$I_{t-1}.M1.MPD$			-0,267** (0,126)	-0,511** (0,246)	-0,230* (0,125)	-0,492** (0,217)
$I_{t-1}.M1.Cash$					0,423*** (0,052)	0,492*** (0,082)
Lev_{t-1}	-0,013*** (0,004)	-0,020** (0,010)	-0,013*** (0,004)	-0,023* (0,012)	-0,016*** (0,004)	-0,022** (0,009)
$lnSize_{t-1}$	0,001** (0,001)	0,006*** (0,002)	0,001** (0,001)	0,008*** (0,002)	0,001*** (0,001)	0,008*** (0,002)
$Cash_{t-1}$	0,015*** (0,005)	0,034*** (0,011)	0,015*** (0,005)	0,024** (0,010)	0,033*** (0,006)	0,047*** (0,009)

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] Tác động của hướng trạng thái chính sách		[2] Tác động của kênh tiền tệ		[3] Tác động của kênh tiền tệ và nắm giữ tiền mặt	
	FE	SGMM	FE	SGMM	FE	SGMM
$Growth_{t-1}$	0,002*** (0,001)	0,001** (0,001)	0,002*** (0,001)	0,002** (0,001)	0,002*** (0,001)	0,002** (0,001)
$Return_{t-1}$	0,010*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,010*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,011*** (0,001)	0,010*** (0,002)
$IPOage_{t-1}$	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Hệ số chặn	-0,009 (0,014)	-0,144*** (0,049)	-0,001 (0,015)	-0,183*** (0,044)	-0,005 (0,015)	-0,180*** (0,039)
Số quan sát	5.485	5.485	5.485	5.485	5.485	5.485
R ² hiệu chỉnh	0,289		0,289		0,298	
Kiểm định AR(2)		0,390		0,223		0,118
Kiểm định Hansen		0,325		0,204		0,367

Ghi chú: Tất cả ước lượng bao gồm tác động ngành cố định. Để ngắn gọn, hệ số ước lượng của các biến giả ngành không được trình bày trong bảng và sẽ báo cáo khi được yêu cầu;

Số liệu trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn;

*, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thông kê 10%, 5% và 1%.

Bảng 10.

Hướng trạng thái chính sách, kênh tín dụng, nắm giữ tiền mặt và sự điều chỉnh đầu tư công ty

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] Tác động của kênh tín dụng		[2] Tác động của kênh tín dụng và nắm giữ tiền mặt	
	FE	SGMM	FE	SGMM
I_{t-1}	0,4443*** (0,0322)	0,4044*** (0,0640)	0,4585*** (0,0320)	0,4402*** (0,0565)
$I_{t-1} \cdot Credit$	-0,0197 (0,0208)	-0,0338 (0,0397)	-0,0583*** (0,0211)	-0,0783** (0,0374)
$I_{t-1} \cdot Credit \cdot MPD$	-0,1769** (0,0753)	-0,2919** (0,1357)	-0,1525** (0,0748)	-0,3032** (0,1220)
$I_{t-1} \cdot Credit \cdot Cash$			0,4539*** (0,0511)	0,4964*** (0,0884)

Biến phụ thuộc: Tỷ lệ đầu tư công ty	[1] Tác động của kênh tín dụng		[2] Tác động của kênh tín dụng và nắm giữ tiền mặt	
	FE	SGMM	FE	SGMM
Lev_{t-1}	-0,0132*** (0,0040)	-0,0222** (0,0102)	-0,0165*** (0,0040)	-0,0221** (0,0091)
$lnSize_{t-1}$	0,0014** (0,0005)	0,0080*** (0,0018)	0,0015*** (0,0005)	0,0076*** (0,0015)
$Cash_{t-1}$	0,0153*** (0,0052)	0,0243** (0,0095)	0,0331*** (0,0056)	0,0449*** (0,0096)
$Growth_{t-1}$	0,0018*** (0,0007)	0,0014** (0,0006)	0,0018*** (0,0007)	0,0017** (0,0007)
$Return_{t-1}$	0,0092*** (0,0014)	0,0080*** (0,0016)	0,0094*** (0,0014)	0,0090*** (0,0017)
$IPOage_{t-1}$	-0,0005** (0,0002)	-0,0010*** (0,0002)	-0,0005*** (0,0002)	-0,0010*** (0,0002)
Hệ số chặn	-0,0142 (0,0144)	-0,1942*** (0,0441)	-0,0183 (0,0143)	-0,1897*** (0,0372)
Số quan sát	5.485	5.485	5.485	5.485
R ² hiệu chỉnh	0,2896		0,2996	
Kiểm định AR(2)		0,1949		0,1348
Kiểm định Hansen		0,2201		0,3644

Ghi chú: Tất cả ước lượng bao gồm tác động ngành cố định. Để ngắn gọn, hệ số ước lượng của các biến giả ngành không được trình bày trong bảng và sẽ báo cáo khi được yêu cầu;

Số liệu trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn;

*, **, và *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

5. Kết luận

Bài nghiên cứu phân tích vai trò điều tiết của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty dưới các khía cạnh các trạng thái chính sách, các kênh truyền dẫn khác nhau, và tác động của mức độ nắm giữ tiền mặt của doanh nghiệp đến mối quan hệ này. Kết quả cho thấy, đầu tiên, các công ty có tốc độ điều chỉnh đầu tư về mức kỳ vọng nhanh hơn trong thời kỳ chính sách tiền tệ mở rộng so với giai đoạn thắt chặt. Khi các kênh truyền dẫn chính sách tiền tệ cụ thể được xem xét, cả kênh tiền tệ và kênh tín dụng đều thể hiện ảnh hưởng bất cân xứng đến sự điều chỉnh đầu tư công ty. Tuy nhiên, có sự khác biệt đáng kể trong giai đoạn chính sách tiền tệ nới lỏng. Đồng thời, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy các tác động của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư công ty suy giảm tại các

công ty có mức độ nắm giữ tiền mặt cao hơn. Qua đó thể hiện vai trò quan trọng của nắm giữ tiền mặt trong việc giảm thiểu các tác động từ môi trường bên ngoài đến các quyết định đầu tư của doanh nghiệp.

Kết quả nghiên cứu cung cấp các hàm ý hữu ích đối với các nhà hoạch định chính sách trong việc sử dụng các công cụ chính sách tiền tệ thích hợp nhằm khuyến khích hoặc điều tiết hoạt động đầu tư của các doanh nghiệp tại Việt Nam. Đầu tiên, các doanh nghiệp thực hiện điều chỉnh hoạt động đầu tư về mức mục tiêu nhanh hơn trong giai đoạn chính sách tiền tệ mở rộng so với giai đoạn chính sách thắt chặt. Tuy nhiên, trong giai đoạn chính sách tiền tệ mở rộng, các công cụ chính sách thông qua kênh tiền tệ có tác động rõ ràng hơn đến sự điều chỉnh đầu tư công ty và cần được chú trọng hơn, nhằm khuyến khích hiệu quả đầu tư doanh nghiệp. Bên cạnh đó, với tính chất bất đối xứng, các thay đổi của chính sách tiền tệ, bất kể thông qua kênh tiền tệ hay kênh tín dụng, đều có tác động mạnh đến sự điều chỉnh đầu tư công ty trong giai đoạn chính sách tiền tệ thắt chặt so với giai đoạn chính sách nới lỏng. Do đó, trong giai đoạn chính sách tiền tệ thắt chặt, các thay đổi cần được cân nhắc thực hiện một cách thận trọng hơn nhằm tránh các tác động tiêu cực quá mức hoặc ngoài phạm vi mong muốn đến hoạt động đầu tư công ty, qua đó ảnh hưởng đến tổng đầu tư của nền kinh tế. Ngoài ra, kết quả thực nghiệm của bài nghiên cứu về khả năng phòng ngừa của nắm giữ tiền mặt, cũng cung cấp gợi ý đối với các nhà quản trị doanh nghiệp trong việc cân nhắc nắm giữ mức tiền mặt thích hợp, nhằm chủ động hơn trong các hoạt động điều chỉnh đầu tư công ty, dưới các tác động của chính sách tiền tệ. Qua đó, góp phần tạo sự ổn định chung cho hoạt động tổng thể của toàn công ty.

Bài nghiên cứu đóng góp cho các nghiên cứu trong lĩnh vực tài chính doanh nghiệp và chính sách tiền tệ thông qua việc cung cấp các bằng chứng thực nghiệm đầu tiên về tính không đồng nhất trong tác động của chính sách tiền tệ đến sự điều chỉnh đầu tư ở các doanh nghiệp có mức độ nắm giữ tiền mặt khác nhau. Đồng thời, mở ra các gợi ý thú vị cho các nghiên cứu tiếp theo nhằm khám phá các đặc trưng khác của doanh nghiệp có khả năng khuếch đại hoặc làm suy giảm tác động của chính sách tiền tệ nói riêng và các yếu tố của môi trường bên ngoài nói chung đến sự điều chỉnh động của đầu tư công ty. Trên cơ sở đó, cung cấp các thông tin tham khảo quan trọng đối với các nhà điều hành doanh nghiệp trong việc hoạch định và thực hiện các quyết định đầu tư trước các biến động khác nhau của môi trường kinh doanh.

Tài liệu tham khảo

- Abdul Karim, Z. (2012). Monetary policy effects on investment spending: A firm-level study of Malaysia. *Studies in Economics and Finance*, 29(4), 268–286. doi: 10.1108/10867371211266919
- Aktar, M., Abedin, M. Z., & Gupta, A. D. (2021). The impact of monetary policy shocks on corporate dynamic investment activity with financial heterogeneity. *SAGE Open*, 11(1), 1–20. doi: 10.1177/2158244020988683
- Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777–1804.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51. doi: 10.1016/0304-4076(94)01642-D

- Bates, T. W., Kathleen, M. K., & René, M. S. (2009). Why do U.S. firms hold so much more cash than they used to?. *Journal of Finance*, 64(5), 1985–2021. doi: 10.1111/j.1540-6261.2009.01492.x
- Baum, C. F., Caglayan, M., Ozkan, N., & Talavera, O. (2006). The impact of macroeconomic uncertainty on non-financial firms' demand for liquidity. *Review of Financial Economics*, 15(4), 289–304. doi: 10.1016/j.rfe.2006.01.002
- Baum, C. F., Caglayan, M., Stephan, A., & Talavera, O. (2008). Uncertainty determinants of corporate liquidity. *Economic Modelling*, 25(5), 833–849. doi: 10.1016/j.econmod.2007.11.006
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*, 82(4), 901–921.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *American Economic Review*, 79(1), 14–31.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48. doi: 10.1257/jep.9.4.27
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. doi: 10.1016/S0304-4076(98)00009-8
- Chatelain, J. B., Generale, A., Hernando, I., von Kalckreuth, U., & Vermeulen, P. (2002). *Firm investment and monetary policy transmission in the Euro Area* (Working Papers No. 97). Banque de France. Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/bfr/banfra/97.html>
- Chatelain, J. B., & Tiomo, A. (2003). Monetary policy and corporate investment in France. In A. K. Kashyap, B. Mojon, & I. Angeloni (Eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area: A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network* (pp. 187–197). Cambridge: Cambridge University Press.
- Cook, D. O., & Tang, T. (2010). Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed. *Journal of Corporate Finance*, 16(1), 73–87. doi: 10.1016/j.jcorpfin.2009.02.003
- Cover, J. P. (1992). Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1261–1282. doi: 10.2307/2118388
- Demir, E., & Ersan, O. (2017). Economic policy uncertainty and cash holdings: Evidence from BRIC countries. *Emerging Markets Review*, 33, 189–200. doi: 10.1016/j.ememar.2017.08.001
- Duchin, R., Ozbas, O., & Sensoy, B. A. (2010). Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis. *Journal of Financial Economics*, 97(3), 418–435.
- Flannery, M. J., & Rangan, K. P. (2006). Partial adjustment toward target capital structures. *Journal of Financial Economics*, 79(3), 469–506. doi: 10.1016/j.jfineco.2005.03.004
- Frieman, J., Saucier, D. A., & Miller, S. S. (2017). *Principles & Methods of Statistical Analysis*. CA, United States: SAGE Publications.
- Fu, Q., & Liu, X. (2015). Monetary policy and dynamic adjustment of corporate investment: A policy transmission channel perspective. *China Journal of Accounting Research*, 8(2), 91–109. doi: 10.1016/j.cjar.2015.03.001

- Gaiotti, E., & Generale, A. (2002). Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 61(1), 29–59.
- Gao, J., Grinstein, Y., & Wang, W. (2017). *Cash holdings, precautionary motives, and systematic uncertainty*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2478349>
- Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309–340. doi: 10.2307/2118465
- Givens, G. E., & Reed, R. R. (2018). Monetary policy and investment dynamics: Evidence from disaggregate data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(8), 1851–1878.
- Grosse-Rueschkamp, B., Steffen, S., & Streitz, D. (2019). A capital structure channel of monetary policy. *Journal of Financial Economics*, 133(2), 357–378. doi: 10.1016/j.jfineco.2019.03.006
- Hoang, T. P. T., & Phung, D. N. (2019). Leverage and investment: A view of prominent role of state ownership. *International Journal of Banking, Accounting and Finance*, 10(2), 181–212.
- de la Horra, L. P., Perote, J., & Fuente, G. (2021). Monetary policy and corporate investment: A panel-data analysis of transmission mechanisms in contexts of high uncertainty. *International Review of Economics & Finance*, 75, 609–624. doi:<https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.04.035>
- Karras, G. (1996). Are the output effects of monetary policy asymmetric? Evidence from a sample of European countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 267–278. doi: 10.1111/j.1468-0084.1996.mp58002004.x
- Karras, G., & Stokes, H. H. (1999). Why are the effects of money-supply shocks asymmetric? Evidence from prices, consumption, and investment. *Journal of Macroeconomics*, 21(4), 713–727. doi: 10.1016/S0164-0704(99)80003-2
- Kashyap, A., Stein, J., & Wilcox, D. (1993). *Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance* (NBER Working Paper No. 4015). Retrieved from the National Bureau of Economic Research: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w4015/w4015.pdf
- Keynes, J. M. (2018). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Berlin, Germany: Springer.
- Korajczyk, R. A., & Levy, A. (2003). Capital structure choice: Macroeconomic conditions and financial constraints. *Journal of Financial Economics*, 68(1), 75–109. doi: 10.1016/S0304-405X(02)00249-0
- Kucharcukova, O. B., & Pasalicova, P. (2017). *Firm investment, financial constraints and monetary transmission: An investigation with Czech firm-level data* (Working Papers 2017/16). Czech National Bank. Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/cnb/wpaper/2017-16.html>
- Kwon, C., Zhang, G., & Zhou, H. (2020). Monetary policy, social capital, and corporate investment. *Journal of Economics and Finance*, 44(1), 1–34. doi: 10.1007/s12197-019-9469-y
- Lại Trung Thành, & Nguyễn Quang Bình. (2018). Chính sách tiền tệ và hoạt động đầu tư của doanh nghiệp: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam. *Tạp chí nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(5), 46–67.

- Lê Hồ An Châu, Ngô Sỹ Nam, & Nguyễn Thị Mai Huyền. (2018). Phản ứng của giá cổ phiếu đối với biến động chính sách kinh tế thế giới và chính sách tiền tệ tại Việt Nam. *Tạp chí nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(3), 05–22.
- Massa, M., & Zhang, L. (2013). Monetary policy and regional availability of debt financing. *Journal of Monetary Economics*, 60(4), 439–458. doi: 10.1016/j.jmoneco.2013.04.002
- Mayer, T., Duesenberry, J. S., & Aliber, R. Z. (1996). *Money, Banking, and The Economy*. New York: W. W. Norton & Company.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221.
- Oliner, S. D., & Rudebusch, G. D. (1996). Is there a broad credit channel for monetary policy?. *Economic Review*, 1, 3–13.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3–46.
- Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting Studies*, 11(2), 159–189. doi: 10.1007/s11142-006-9012-1
- Shirakawa, M. (2001). Monetary policy under the zero interest rate constraint and balance sheet adjustment. *International Finance*, 4(3), 463–489. doi: 10.1111/1468-2362.00082
- Silva, M. R. (2019). Corporate finance, monetary policy, and aggregate demand. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 102, 1–28. doi: 10.1016/j.jedc.2019.03.001
- Tran, L. M., Mai, C. H., Le, P. H., Bui, C. L. V., Nguyen, L. V. P., & Huynh, T. L. D. (2019). Monetary policy, cash flow and corporate investment: Empirical evidence from Vietnam. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1), 72–85.
- Tran, Q. T. (2021). Expansionary monetary policy and corporate investment in an emerging market. *Journal of Financial Economic Policy*, 13(2), 239–255. doi: 10.1108/JFEP-03-2020-0055
- Trần Thị Hải Lý. (2015). Chính sách tiền tệ và thanh khoản của thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí phát triển kinh tế*, 26(6), 02–22.
- Vithessonthi, C., Schwaninger, M., & Müller, M. O. (2017). Monetary policy, bank lending and corporate investment. *International Review of Financial Analysis*, 50, 129–142. doi: 10.1016/j.irfa.2017.02.007
- Yang, X., Han, L., Li, W., Yin, X., & Tian, L. (2017). Monetary policy, cash holding and corporate investment: Evidence from China. *China Economic Review*, 46, 110–122. doi: 10.1016/j.chieco.2017.09.001
- Yang, Z., Lu, Y., & Tan, W. (2021). Monetary policy tightening, accounting information comparability, and underinvestment: Evidence from China. *Economic Analysis and Policy*, 70, 123–147. doi: 10.1016/j.eap.2021.02.005
- Zulhibri, M. (2013). Corporate investment behaviour and monetary policy: Evidence from firm-level data for Malaysia. *Global Economic Review*, 42(3), 269–290. doi: 10.1080/1226508X.2013.833847