Limiares de entrada e de saída da rede bancária nos municípios brasileiros, 2006–2026

RESUMO

Entre 2014 e 2026, o Brasil perdeu 43% das agências bancárias. Este artigo estima o tamanho de mercado necessário para manter e para abrir uma agência. A tese é que a praça define onde a agência pode existir, enquanto a rede do banco condiciona quando ela fecha. Para um perfil de renda fixo, a população mínima para sustentar uma agência no modelo de Bresnahan e Reiss subiu de 5,3 mil para 12,0 mil habitantes entre 2006 e 2026; no perfil de cada ano, de 7,2 mil para 10,5 mil. Até 2016, municípios com menos de 5 mil habitantes mantinham a agência em mais de 90% dos casos, mas um município sem agência só alcançava probabilidade de 50% de receber uma por volta de 20 mil habitantes. Depois, a entrada ficou rara em qualquer tamanho. A saída recente veio em ondas concentradas: Banco do Brasil e Bradesco em 2016–2021; Bradesco, Itaú e Santander em 2021–2026. Nos municípios com agência no início das janelas (90% da retração ocorreu nos que continuaram atendidos), a proporção fechada acompanhou a exposição à reestruturação dos bancos presentes, e as características da praça acrescentaram pouco ao ajuste. A régua de sustentação varia de 5,7 mil habitantes no Sul de renda alta a 18,0 mil no Nordeste de renda baixa. Para a maioria dos municípios pequenos sem agência, posto de atendimento ou correspondente é a forma de presença mais realista.

Palavras-chave: agências bancárias; limiares de entrada; limiares de saída; estrutura de mercado; inclusão financeira.

Classificação JEL: G21; L11; R12.

ABSTRACT

Brazil lost 43% of its bank branches between 2014 and 2026. This paper estimates the market size needed to retain and to open a branch. The argument is that local conditions define where a branch can operate, while bank-level network strategies shape when it closes. At a fixed income profile, the Bresnahan–Reiss population threshold for one branch rose from 5,300 to 12,000 inhabitants between 2006 and 2026; at each year's own income profile, it rose from 7,200 to 10,500. Until 2016, towns under 5,000 inhabitants retained their branch in more

than 90% of cases, but an unbanked town reached a 50% probability of gaining one only at about 20,000 inhabitants. Entry then became rare at every size. Recent exits came in concentrated waves: Banco do Brasil and Bradesco in 2016–2021; Bradesco, Itaú, and Santander in 2021–2026. Across municipalities with a branch at the start of each window (90% of the contraction occurred in those that remained served), the share closed tracked exposure to restructuring by the banks already present, while local characteristics added little to the fit. The sustaining threshold ranges from 5,700 inhabitants in high-income municipalities in the South to 18,000 in low-income municipalities in the Northeast. For most small municipalities without a branch, a service post or a banking correspondent is the more realistic form of physical presence.
Keywords: bank branches; entry thresholds; exit thresholds; market structure; financial inclusion.

1. INTRODUÇÃO

A presença de uma agência bancária é uma decisão privada com consequências públicas. Para o banco, a unidade física imobiliza capital, segurança, tecnologia e pessoal numa praça cuja demanda muda devagar. Para famílias, empresas e prefeituras, a mesma unidade reduz custos de deslocamento e mantém uma porta de entrada para produtos financeiros que ainda não são inteiramente digitais. O fechamento da última agência de um município, por isso, é diferente da redução marginal de uma rede urbana.

A rede de agências bancárias do Brasil atingiu 23.088 unidades no segundo semestre de 2014, segundo a Estatística Bancária Mensal por Município (ESTBAN), base pública do Banco Central do Brasil (BCB). Em junho de 2026 eram 13.200. O número de municípios com ao menos uma agência, que chegou a 3.669 em dezembro de 2013, caiu para 2.900. O debate público trata o fenômeno como perda, e a literatura de economia bancária o trata como choque: há estudos sobre o que acontece com o crédito, com o emprego e com a formação de empresas depois que a agência fecha (NGUYEN, 2019; FANG; VLAICU, 2024).

Este artigo faz a pergunta anterior: quanto de praça uma agência precisa para existir? Se o banco decide com base em algo observável, deve haver um nível mínimo de atividade local abaixo do qual a agência não se paga. Esse nível interessa a dois públicos. O banco quer saber em que praças a agência se sustenta, e quem desenha política de inclusão financeira quer saber onde a agência é meta realista e onde a meta deveria ser outra forma de atendimento.

A pergunta tem uma armadilha, que organiza o artigo. O mínimo para *manter* uma agência não precisa ser o mínimo para *abrir* uma. Abrir exige capital que não se recupera na saída (imóvel adaptado, cofre, sistemas de segurança, pessoal treinado). Bresnahan e Reiss (1993) mostraram que, com custos irrecuperáveis, o limiar de entrada fica acima do de saída. Entre os dois há uma faixa em que quem tem agência a mantém e quem não tem não atrai uma. Um modelo que só olha fechamentos entrega o piso, não a régua de reabertura.

O artigo mede as duas réguas. Usa o modelo de limiares de Bresnahan e Reiss (1991) em quatro cortes, de 2006 a 2026, para medir a população necessária para sustentar uma, duas, três e quatro ou mais agências. Depois acompanha, em janelas de cinco anos, o que acontece com municípios do mesmo tamanho conforme tenham ou não agência no início. Por fim, desce ao par banco × município para perguntar quem sai e quanto a praça explica da saída.

São quatro resultados. O limiar de uma agência mais que dobrou em vinte anos para um perfil de renda fixo (no perfil de renda de cada ano, subiu 47%). Manter e abrir seguiram réguas diferentes: até 2016, municípios muito pequenos mantinham a agência e só municípios em torno de 20 mil habitantes tinham chance de 1/2 de ganhar uma; depois de 2016, a entrada ficou tão rara que nenhum tamanho de município a tornava provável. A saída recente é concentrada em poucas redes e em ondas: primeiro Banco do Brasil e Bradesco, depois Bradesco, Itaú e Santander. Por isso a praça diz bem *onde* a agência pode existir e mal *quando* ela vai fechar. O mesmo padrão aparece fora dos municípios pequenos. Somando as quedas de cada município entre o fim de 2014 e meados de 2026, foram 10.010 agências a menos, e só 953 delas (9,5%) estavam em municípios que ficaram sem nenhuma; o grosso da retração ocorreu em municípios que continuam atendidos. Nesses, a proporção de agências fechadas acompanha sobretudo a reestruturação dos bancos que estavam lá; renda, idade e benefícios sociais acrescentam pouco depois do tamanho do município. Por fim, a régua de sustentação varia mais de três vezes entre regiões e faixas de renda, o que permite dizer a cada tipo de município o que é plausível esperar.

O artigo se relaciona com três literaturas. A primeira é a de limiares de entrada. O trabalho mais próximo no Brasil é Assunção (2013), que estimou em 8 a 9 mil habitantes o limiar de entrada de agências em 2002–2007 e mostrou que o correspondente bancário reduziu a zero a barreira de entrada para esse canal. Este artigo estende a série até 2026, separa a régua de manter da régua de abrir e mostra como ambas se moveram. A segunda é a de determinantes do fechamento. Narayanan, Ratnadiwakara e Strahan (2025) mostram que, nos Estados Unidos, características locais dos depositantes preveem bem onde as agências

fecham. No Brasil, o resultado é outro: o nível da praça determina onde a rede pode existir, mas o momento e o lugar do fechamento dependem sobretudo do plano de rede de poucos bancos. A terceira é a relação entre agência e canais sem agência. Madeira e Nakane (2015) encontram substituição sobretudo entre correspondentes e agências de bancos públicos, com resultados menos definidos nas demais combinações. Este artigo mostra que a escada agência, posto e correspondente tem limiares ordenados, e que é nela que está a presença possível para a maior parte dos municípios pequenos sem agência.

2. LITERATURA

2.1 Limiares e sua evolução

Bresnahan e Reiss (1991) propuseram medir a competição em mercados locais pela população necessária para sustentar um número dado de firmas. Com mercados isolados, o número de firmas observado é o maior N para o qual a firma marginal ainda cobre o custo fixo. Um *probit* ordenado sobre N, com o tamanho do mercado entre os regressores, identifica os limiares S_N. Se a razão S_N/N cresce com N, cada entrante adicional exige mais população por firma, o que indica que a entrada torna a competição mais dura.

Cohen e Mazzeo (2007) aplicaram o método a bancos e instituições de poupança em mercados rurais dos Estados Unidos, tratando os tipos de instituição como diferenciados. Coccorese e Pellecchia (2022) usaram censos italianos de 1981 a 2011 para acompanhar os limiares antes e depois da desregulamentação, o que é o precedente mais direto para medir como o limiar se move no tempo. No Brasil, Rothschild (2010) estimou limiares de entrada de bancos nos municípios, medidos em renda e não em população, para usar a variação da estrutura de mercado na identificação do efeito do crédito sobre a renda. Assunção (2013) estimou um modelo de entrada para agências e correspondentes entre 2002 e 2007 e é a referência histórica com a qual este artigo confere a sua própria estimativa.

2.2 Abrir não é o espelho de manter

Bresnahan e Reiss (1993) acrescentaram a peça que este artigo usa. Com custos irrecuperáveis, a firma só entra quando o mercado rende bem acima do custo e só sai quando rende bem abaixo. Em dados de painel de dentistas rurais, encontraram limiares de saída bem inferiores aos de entrada. Carree e Dejardin (2007) encontraram uma assimetria afim em treze setores de varejo e serviços na Bélgica: a entrada responde ao espaço de mercado previsto

pelos limiares, enquanto a saída não apresenta a relação negativa esperada com o espaço de mercado.

2.3 A decisão é da rede

Ho e Ishii (2011) estimam a demanda por depósitos levando em conta a distância às agências e encontram elasticidades cruzadas muito maiores entre bancos próximos do que entre bancos distantes: a localização é dimensão central da concorrência bancária. Kuehn (2018) estima um modelo de entrada com transbordamentos entre os mercados de uma mesma rede e atribui a esses incentivos pouco mais de 30% das agências observadas. A decisão sobre uma agência, portanto, depende da rede, e não apenas da praça isolada. Narayanan, Ratnadiwakara e Strahan (2025) mostram que, nos Estados Unidos, abertura e fechamento se concentram onde os depositantes são sensíveis a juros e adotam canais digitais, e que o crédito pesa pouco na decisão; o determinante é o valor da franquia de depósitos para o banco. No Brasil, Joaquim, Van Doornik e Ornelas (2019) mostram que as grandes fusões bancárias reduziram a concorrência nos municípios onde os dois bancos envolvidos estavam presentes, com aumento de spread e queda do crédito e da atividade local, o que reforça que eventos de rede se transmitem às praças.

2.4 O que a praça explica do fechamento

Dice e Sengupta (2019) mostram que, nos condados americanos, o número de agências acompanha população, renda e emprego, mas que depois da crise de 2007–2008 fatores de mercado e de concorrência passaram a pesar mais que os demográficos e econômicos nas aberturas e nos fechamentos. Clark *et al.* (2024) encontram, no Reino Unido de 2015 a 2021, maior impacto em áreas rurais e, ao contrário de estudos anteriores, maior risco em bairros afluentes do que em bairros diversos e economicamente desfavorecidos. Tranfaglia (2018), ao estudar Chicago, Filadélfia e Baltimore, identifica agrupamentos espaciais de fechamentos em Chicago e Filadélfia; nesses dois casos, o padrão aparece nos subúrbios, não na cidade central. Silva e Jayme Jr. (2013) encontram dependência espacial na localização de agências em Minas Gerais.

O trabalho mais próximo deste artigo é o de Cerdà-Bonifacio e Cruz-García (2026). Em painel de municípios espanhóis de 2015 a 2022, eles medem o fechamento como a proporção das agências existentes que fecharam no ano, o que permite comparar municípios de tamanhos diferentes, e usam densidade, envelhecimento, desemprego, participação de estrangeiros, indicadores de atividade (veículos comerciais e empresas por habitante) e o

número de agências no ano anterior como covariáveis. Encontram baixo poder explicativo das covariáveis locais em modelos com efeitos fixos (R^2 intramunicipal de 0,05) e dependência espacial significativa dos fechamentos, e apontam decisões estratégicas dos bancos e transformação tecnológica como fatores não observados relevantes. A seção 5.5 adota a mesma medida de fechamento para o Brasil e constrói um benchmark de exposição: a exposição de cada município à retração das redes bancárias presentes.

2.5 Por que a presença física importa e o que a substitui

A agência importa porque o seu fechamento tem custo local. Nguyen (2019) usa fechamentos causados por fusões nos Estados Unidos e encontra queda persistente do crédito a pequenas empresas locais. Para o Brasil, Fang e Vlaicu (2024) comparam municípios que perderam a única agência entre 2011 e 2021 com municípios que a mantiveram e encontram aumento da inatividade de estabelecimentos e redução de horas de trabalho formal. Fonseca e Matray (2024) estudam o sentido inverso, a expansão de agências de bancos públicos a partir de 2004, e encontram aumento de 10% no emprego. Parte dessa função pode ser cumprida por outros canais. Madeira e Nakane (2015) mostram substituição entre correspondentes e agências, clara sobretudo entre os de bancos públicos, e Mariani, Ornelas e Ricca (2023) mostram que a indisponibilidade temporária de agências, causada por ataques criminosos, acelera a adoção do Pix.

2.6 A lacuna

Não há, para o Brasil, medida da régua de *manter* uma agência separada da régua de *abrir*, nem de como as duas se moveram com a digitalização, nem de quanto a saída depende da praça e quanto do banco, seja nos municípios que ficam sem agência, seja nos que perdem parte delas. Também não há régua expressa em variáveis que o próprio município observa. Este artigo trata desses pontos com dados públicos.

3. DADOS E A REDE BANCÁRIA

3.1 Fontes

A rede vem da ESTBAN, documento 4500 do Banco Central do Brasil, que informa, por instituição e município, o número de agências e os saldos das principais contas do balancete. Uso as posições de junho e de dezembro de 2005 a junho de 2026, 43 semestres. O

código de município do Sistema de Informações do Banco Central (Sisbacen) foi convertido para o do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Duas correções de construção são necessárias no nível da instituição. Primeiro, incorporações aparecem na ESTBAN como desaparecimento de um número de Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), embora a agência continue aberta sob o comprador. Tratei como continuidade as incorporações de Nossa Caixa, Banco do Estado de Santa Catarina (BESC) e Banco do Estado do Piauí (BEP) pelo Banco do Brasil, de Banespa, Santander Brasil, ABN AMRO Real e Sudameris pelo Santander, de Unibanco pelo Itaú e de HSBC (depois Kirton) e Banco do Estado do Rio de Janeiro (BERJ) pelo Bradesco. Sem essa correção, 2006–2016 parece um período de saídas maciças que não ocorreram. Segundo, classifico como públicos o Banco do Brasil, a Caixa, o Banco do Nordeste, o Banco da Amazônia e os bancos estaduais remanescentes (Banrisul, Banestes, Banco de Brasília – BRB, Banpará e Banese).

A praça vem do IBGE: população estimada (tabela 6579 do Sistema IBGE de Recuperação Automática, SIDRA, com o Censo 2022 como âncora e interpolação log-linear nos anos sem estimativa), Produto Interno Bruto (PIB) e valor adicionado municipais (tabela 5938) e massa salarial do Cadastro Central de Empresas (CEMPRE; tabelas 1685 e 9509). Valores monetários estão em reais de 2026 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). A hierarquia urbana e os arranjos populacionais vêm da pesquisa Regiões de Influência das Cidades (REGIC) 2018. Para a seção 5.5, acrescento três variáveis de perfil social. A proporção de pessoas com 65 anos ou mais vem dos Censos de 2010 e 2022 (tabelas SIDRA 200 e 9514), interpolada linearmente entre os dois. As famílias beneficiárias do Bolsa Família (e, entre 2021 e 2023, do Auxílio Brasil e do Novo Bolsa Família, que o Ministério do Desenvolvimento e Assistência Social, Família e Combate à Fome (MDS) publica como uma série contínua) vêm da posição de dezembro de cada ano, pelo Ipeadata, base do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), com os anos de 2013 e 2016 substituídos pelos arquivos do Portal da Transparência, mantido pela Controladoria-Geral da União (CGU), porque a série republicada tem municípios trocados nesses anos. Os beneficiários do Benefício de Prestação Continuada (BPC) vêm do Portal da Transparência e só existem por município a partir de 2019. Postos de atendimento e correspondentes bancários (conhecidos no mercado como *corbans*) vêm das relações abertas do Banco Central, com posição em 17 de setembro de 2026 e sem data de abertura. A distância entre municípios é calculada entre as coordenadas das sedes municipais. O Quadro 1 reúne as fontes e os endereços de acesso.

Quadro 1 – Fontes de dados

Base	Responsável	Uso no artigo	Acesso
Estatística Bancária Mensal por Município (ESTBAN), documento 4500	Banco Central do Brasil (BCB)	Agências por instituição e município; saldos do balancete	https://www.bcb.gov.br/estatisticas/estatisticabancariamunicipios
Correspondentes no País	BCB, Portal de Dados Abertos	Escada de atendimento (seção 6.2)	https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/correspondentes
Postos de Atendimento	BCB, Portal de Dados Abertos	Escada de atendimento (seção 6.2)	https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/postos-de-atendimento
Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA): tabelas 6579 (população), 5938 (PIB e valor adicionado), 1685 e 9509 (CEMPRE), 200 e 9514 (Censos 2010 e 2022), IPCA	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)	População, renda, estrutura produtiva, idade, deflator	https://sidra.ibge.gov.br
Regiões de Influência das Cidades (REGIC) 2018	IBGE	Hierarquia urbana e arranjos populacionais	https://www.ibge.gov.br/geociencias/cartas-e-mapas/redes-geograficas/15798-regioes-de-influencia-das-cidades.html
Famílias beneficiárias do Bolsa Família (Auxílio Brasil e Novo Bolsa Família)	MDS, via Ipeadata	Cobertura do Bolsa Família	http://www.ipeadata.gov.br
Pagamentos do Bolsa Família (2013 e 2016)	CGU, Portal da Transparência	Correção da série do Bolsa Família	https://portaldatransparencia.gov.br/download-de-dados/bolsa-familia-pagamentos
Benefício de Prestação Continuada (BPC)	CGU, Portal da Transparência	BPC por município desde 2019	https://portaldatransparencia.gov.br/download-de-dados/bpc
Coordenadas das sedes municipais	Repositório público kelvins/municipios-brasileiros, com identificação pelos códigos	Latitude e longitude das sedes municipais; cálculo da distância à	https://github.com/kelvins/municipios-brasileiros

Base	Responsável	Uso no artigo	Acesso
	municipais do IBGE	agência mais próxima em outro município	

Fonte: elaboração própria. Acessos entre 16 e 21 de setembro de 2026. As relações de correspondentes e de postos têm posição em 17 set. 2026. O repositório de coordenadas cobre 5.570 municípios; Boa Esperança do Norte (MT), instalado em 2025, não tem coordenada, mas não tinha agência e não entra em nenhuma estimação do artigo.

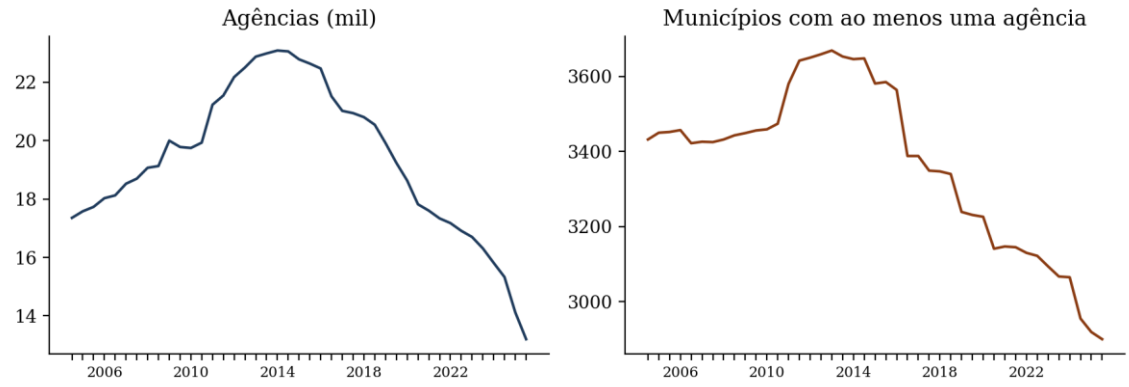
3.2 Mercados isolados

O modelo de limiares supõe que o município é o mercado relevante. Por isso a amostra principal exclui as capitais e os municípios integrantes de arranjos populacionais do IBGE, onde a população atravessa a divisa municipal para trabalhar e consumir, e mantém os municípios com até 100 mil habitantes: cerca de 4,5 mil por semestre. Nesses municípios, número de agências e número de bancos quase coincidem (em 2026, em 2.097 dos 2.121 com agência), de modo que N mede também o número de concorrentes. A seção 5.6 mostra que restringir a 50 mil habitantes ou incluir os integrantes de arranjos não altera os resultados.

3.3 A rede, 2005–2026

A Figura 1 mostra a trajetória. A rede cresceu até 2014, estabilizou até 2016 e caiu desde então, com aceleração depois de 2020.

Figura 1 – Agências bancárias e municípios com agência, ESTBAN, 2005–2026



Fonte: elaboração própria a partir da ESTBAN (BCB).

Duas propriedades da ESTBAN condicionam o desenho. Os saldos são atribuídos ao município da agência que contabiliza a operação, não ao do cliente, e o registro do município desaparece quando a última agência fecha. Por isso nenhuma variável de balanço entra nos

limiares, que precisam comparar municípios com e sem agência; o balanço só aparece no modelo de previsão, defasado em dois semestres. Além disso, a ESTBAN cobre bancos, não cooperativas de crédito. A seção 7 volta a esse ponto.

3.4 Estatística descritiva

A Tabela 1 resume as variáveis usadas. O Painel A descreve a amostra da seção 5.5: todos os municípios com agência no início das janelas 2016–2021 e 2021–2026. O Painel B descreve a amostra dos limiares no corte de junho de 2026: municípios isolados de até 100 mil habitantes.

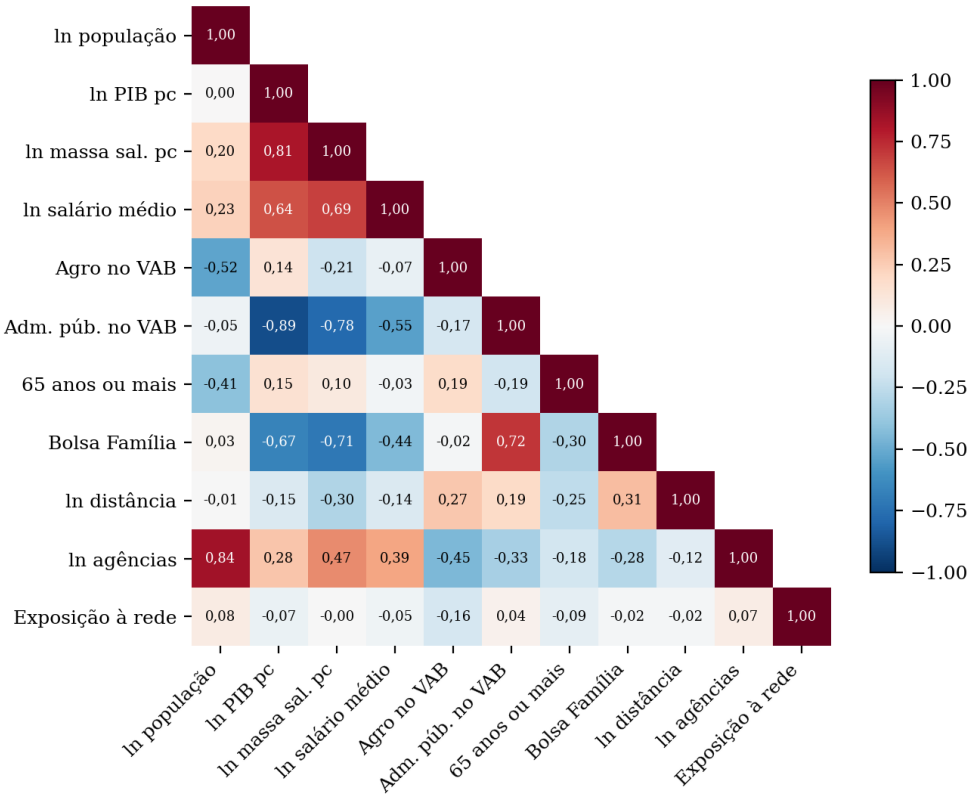
Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis

Variável	N	Média	D.p.	Mediana	Mín.	Máx.
Painel A – todos os municípios com agência, 2016–2021 e 2021–2026						
Proporção de agências fechadas (0–1)	6.726	0,223	0,319	0,000	0,000	1,000
Exposição à reestruturação da rede (0–1)	6.726	0,225	0,120	0,230	0,000	0,552
Agências no início da janela	6.726	6,0	45,9	2	1	2.498
População (mil hab.)	6.726	57,6	282,2	20,3	0,8	12.396,4
PIB per capita (R$ mil de 2026)	6.726	44,2	47,7	33,6	7,2	1.160,2
Massa salarial per capita (R$ mil de 2026)	6.726	6,5	5,7	4,8	0,1	86,3
Salário médio mensal (R$ mil de 2026)	6.726	3,0	0,7	2,8	1,1	16,5
Índice de renda (1º componente principal)	6.726	0,00	1,56	−0,04	−5,19	6,32
Agropecuária no VAB (0–1)	6.726	0,198	0,165	0,154	−0,419	0,830
Administração pública no VAB (0–1)	6.726	0,258	0,138	0,224	−0,257	0,745
População com 65 anos ou mais (0–1)	6.726	0,101	0,030	0,099	0,018	0,231
Famílias no Bolsa Família por 100 hab.	6.726	7,7	5,4	5,8	0,0	51,7
Beneficiários do BPC por 100 hab. (só 2021–2026)	3.141	2,3	1,3	2,1	0,1	15,1
Distância à agência mais próxima em outro município (km)	6.726	21,8	21,4	16,0	1,1	370,6
Painel B – municípios isolados de até 100 mil hab., junho de 2026						
Agências	4.522	1,0	1,4	0	0	10
População (mil hab.)	4.522	15,7	16,3	10,4	0,9	99,6
PIB per capita (R$ mil de 2026)	4.522	40,7	37,5	29,8	8,0	555,4
Massa salarial per capita (R$ mil de 2026)	4.522	5,8	4,4	4,5	0,0	46,9
Agropecuária no VAB (0–1)	4.522	0,268	0,185	0,223	−0,419	0,935

Fonte: elaboração própria a partir da ESTBAN, IBGE (inclusive CEMPRE), MDS e CGU. No Painel A a unidade é município × janela, com as variáveis medidas no início da janela. O salário médio é o salário médio mensal do CEMPRE, deflacionado pelo IPCA. O índice de renda é o primeiro componente principal dos logaritmos do PIB per capita, da massa salarial per capita e do salário médio (81% da variância; cargas de 0,59, 0,60 e 0,55). Participações negativas no VAB ocorrem em poucos municípios em que o IBGE registra valor adicionado negativo no setor. VAB: valor adicionado bruto; D.p.: desvio-padrão.

A distribuição da proporção fechada tem massa grande em zero (a mediana é zero) e em um, porque metade dos municípios tem uma ou duas agências. É por isso que o modelo da seção 5.5 pondera cada município pelo número de agências. A Figura 2 mostra as correlações entre as variáveis explicativas desse modelo. Três blocos se destacam: população e número de agências (0,84); renda, massa salarial, salário médio, participação da administração pública e Bolsa Família, que medem, por ângulos diferentes, o nível de renda e o grau de dependência de renda pública do município (correlações entre 0,44 e 0,89 em valor absoluto); e a exposição à rede, que quase não se correlaciona com nada. O segundo bloco é o motivo de o modelo final usar um índice de renda em vez das três medidas de renda separadas (seção 4.5 e Apêndice B).

Figura 2 – Matriz de correlação das variáveis explicativas do modelo da proporção de agências fechadas (Pearson; 6.726 observações município × janela)



Fonte: elaboração própria.

4. MÉTODOS

4.1 Limiares estáticos

Sigo Bresnahan e Reiss (1991). O lucro de cada uma das N agências no município m é

$$\Pi_{N,m} = S_m V_N(X_m) - F_N,$$

em que S é a população, V_N é o lucro variável por habitante, que depende das características da praça X e cai com N, e F_N é o custo fixo. Em logaritmo, o índice latente é $a\ln S_m + X_m'\beta$, e observam-se N agências quando o índice está entre os cortes c_N e c_{N+1} de um *probit* ordenado com $N \in \{0,1,2,3,4^+\}$. O limiar para N agências é

$$S_N = \exp\left(\frac{c_N - \bar{X}'\beta}{a}\right).$$

X contém o logaritmo do PIB per capita, o logaritmo da massa salarial per capita, a participação da agropecuária no valor adicionado e dummies de grande região. Para comparar anos, avalio todos os limiares no mesmo perfil $\bar{X}$ (a mediana do painel empilhado e a composição regional média), e reporto também o limiar no perfil mediano de cada ano. Estimo o modelo em dezembro de 2006, de 2012 e de 2019 e em junho de 2026, com intervalos por *bootstrap* de 200 reamostragens de municípios.

O modelo supõe que a rede observada está em equilíbrio. Em 2026 isso é discutível, porque o corte cai no meio de uma onda de saídas. O limiar de 2026 deve ser lido como o nível compatível com a rede observada naquele momento.

4.2 Manter e abrir

O modelo estático mistura municípios que têm agência por herança e municípios que não a têm porque nunca a atraíram. Para separá-los, acompanho os municípios em quatro janelas de cinco anos não sobrepostas (2006–2011, 2011–2016, 2016–2021 e 2021–2026, de junho a junho). Divido-os pelo estado inicial:

- **permanência**: municípios com exatamente uma agência no início; o desfecho é ter ao menos uma no fim;
- **entrada**: municípios sem agência no início; o desfecho é ter ao menos uma no fim.

A evidência principal não usa modelo: são as taxas de permanência e de entrada por faixa de população e janela. Complemento com *probits* separados por estado inicial e janela, com os regressores da seção 4.1. O limiar de cada grupo é a população em que a probabilidade prevista é 1/2, no perfil mediano. Esse critério não depende da escala do erro do *probit* e tem leitura direta: é a população a partir da qual é mais provável manter do que perder, ou ganhar do que não ganhar, uma agência em cinco anos. O limiar só é informativo quando cai dentro da faixa de população observada, e o texto diz quando isso não acontece.

A comparação entre as duas réguas é compatível com custos irrecuperáveis, mas não os identifica sozinha. Municípios que têm agência podem ter características persistentes, não

observadas, que os tornam mais rentáveis que municípios do mesmo tamanho sem agência. Essa leitura alternativa acompanha o texto.

4.3 Quem sai

No nível do par instituição × município, tomo em cada janela os pares em que a instituição tinha ao menos uma agência no município no início, já com as incorporações tratadas como continuidade. O desfecho é mantê-la no fim. Estimo um *probit* para bancos públicos e outro para privados, com os regressores anteriores e o logaritmo de um mais o número de agências dos demais bancos no município. Para decompor a saída observada, comparo, por validação cruzada em cinco blocos agrupados por município, a área sob a curva ROC (*receiver operating characteristic*), ou AUC de três logits: praça e janela; banco × janela; e os dois juntos. Como banco × janela usa a intensidade da onda já observada, essa comparação é ex post e não uma previsão de ondas futuras.

4.4 Previsão

Por fim, pergunto quanto as variáveis públicas preveem o fechamento no nível do município. O desfecho é ficar sem agência no semestre seguinte, o que conta cada fechamento uma única vez. Estimo três logits encaixados: M0, com dummies de unidade da federação (UF); M1, que acrescenta a praça (população, PIB per capita, massa salarial, participações da agropecuária e da administração pública, pessoal assalariado per capita, distância ao município mais próximo com agência, variação do número de agências em cinco anos e nível no REGIC); e M2, que acrescenta o balanço bancário do município defasado em dois semestres (ativo, poupança, depósitos a prazo, crédito total e rural, variação da poupança em cinco anos e participação de bancos públicos). A validação é por origem móvel. Para cada ano de 2012 a 2024, o modelo é treinado com os onze semestres anteriores cujo desfecho já era conhecido e testado nos dois semestres seguintes, sem sobreposição entre conjuntos de teste. Esta parte usa todos os municípios do país, e não só os isolados, porque não depende da hipótese de mercado isolado.

O fechamento da agência única é evento raro: cerca de 3% por semestre nos anos recentes. Por isso nenhuma métrica basta sozinha. A AUC mede se o modelo ordena os municípios de maior risco acima dos de menor risco, mas não diz se a probabilidade prevista está certa em nível. A área sob a curva de precisão e revocação mostra quanto do acerto sobra depois de descontar a taxa base, que é muito baixa. O escore de Brier combina ordenação e calibração num erro quadrático. Reporto as três e a calibração por decil. Uma AUC alta com

calibração ruim serve para priorizar a revisão, não para dizer a um município qual é a sua probabilidade.

4.5 A margem intensiva: a proporção de agências fechadas

As seções anteriores olham os municípios pequenos e a perda da última agência. Mas, das 10.010 agências perdidas município a município entre o fim de 2014 e meados de 2026, só 9,5% estavam em municípios que ficaram sem nenhuma, e 76% dos fechamentos das duas últimas janelas ocorreram fora da amostra de municípios isolados de até 100 mil habitantes. Para cobrir essa parte, sigo Cerdà-Bonifacio e Cruz-García (2026) e uso como desfecho a proporção das agências de cada município que foram encerradas numa janela de cinco anos. A amostra são todos os municípios do país com ao menos uma agência no início das janelas 2016–2021 e 2021–2026, as duas em que a retração se concentrou.

O fechamento é medido banco a banco: para cada instituição, a queda do número de agências no município entre o início e o fim da janela, com as incorporações tratadas como continuidade. A soma dessas quedas, dividida pelas agências existentes no início, é a proporção fechada. Aberturas de outros bancos não compensam fechamentos, de modo que a medida é bruta.

A variável nova é a exposição de cada município à reestruturação das redes que estão nele:

$$E_m = \sum_j \frac{A_{jm}}{A_m}\, c_{j,-m},$$

em que A_{jm}/A_m é a participação do banco j nas agências do município no início da janela e $c_{j,-m}$ é a proporção das agências de j fechadas no resto do país na mesma janela, excluído o próprio município. A exposição mede quanto o município perderia se cada banco fechasse ali na mesma proporção em que fechou no restante da sua rede. Por excluir o município, ela não contém o próprio desfecho.

Estimo um modelo binomial fracionário para a proporção fechada, com peso igual ao número de agências no início, dummies de janela e de UF e o logaritmo do número de agências. A especificação cresce em etapas: só esses controles; mais a praça; só a exposição; praça e exposição; e, no modelo final, a composição de bancos do município. A praça é o logaritmo da população, um índice de renda, a participação da agropecuária no valor adicionado, a distância à agência mais próxima em outro município e o nível no REGIC. O índice de renda é o primeiro componente principal dos logaritmos do PIB per capita, da massa salarial per capita e do salário médio real do CEMPRE. Ele substitui as três medidas porque

elas são muito correlacionadas entre si (Figura 2) e, juntas, inflavam os erros-padrão umas das outras. A composição é a participação do Banco do Brasil, da Caixa, do Bradesco, do Itaú e do Santander nas agências do município no início da janela, com efeito diferente em cada janela. A exposição resume a composição com uma única taxa por banco. A composição deixa o dado dizer se cada banco fechou mais onde era mais presente e se isso mudou de uma onda para a outra.

A escolha das variáveis seguiu o erro fora da amostra, e não o R^2 dentro dela, que nunca cai quando se acrescenta uma variável. Comparei os modelos por validação cruzada em cinco blocos agrupados por município e retirei, uma a uma, as variáveis cuja saída não piorava o erro. A participação da administração pública, a capital e o Bolsa Família saíram assim do modelo principal. A proporção de 65 anos ou mais também ficou de fora, porque retirá-la não mudava o erro, e o BPC, porque só existe para uma das janelas. A agropecuária, cuja retirada também quase não muda o erro, foi mantida como controle da estrutura produtiva, como em Bresnahan e Reiss e na seção 4.1. Não desaparecem do artigo: entram como hipóteses testadas, acrescentadas uma a uma ao modelo final (seção 5.5). A medida de ajuste é o R^2 ponderado das proporções previstas, dentro e fora da amostra. Os erros-padrão são agrupados por município. Uma regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO) ponderados, com a mesma especificação, serve de conferência e dá a equação em forma legível, com erros-padrão também agrupados por microrregião e por UF. Por fim, calculo o I de Moran, com os oito municípios mais próximos como vizinhos, para a proporção fechada e para o resíduo do modelo com praça e exposição. Os diagnósticos de especificação estão no Apêndice B.

4.6 Associação, previsão e causalidade

Os exercícios respondem a perguntas diferentes. Os limiares das seções 4.1 e 4.2 são objetos estruturais: indicam o tamanho de praça compatível com uma, duas ou mais agências, sob as hipóteses de Bresnahan e Reiss. As seções 4.3 e 4.5 fazem decomposições associativas ex post; apenas a seção 4.4 avalia previsão temporal. Nenhum exercício identifica efeito causal. Os bancos observam informação que não é pública e podem antecipar mudanças da economia local. Portanto, nenhum coeficiente mostra quanto uma política que aumente o PIB municipal mudaria a chance de entrada ou de permanência de uma agência.

Os diagnósticos do Apêndice B tratam da qualidade estatística dos modelos, não de causalidade. Três pontos importam para a leitura. A resposta da proporção fechada à exposição não é linear, e por isso os efeitos são reportados como médias. A variância dos

erros não é constante, e por isso toda inferência usa erros-padrão robustos e agrupados. Nenhum desses cuidados transforma associação em efeito. A exposição, em particular, não é um choque exógeno: a seção 7 volta a esse ponto.

5. RESULTADOS

5.1 O limiar de uma agência dobrou para um perfil de renda fixo

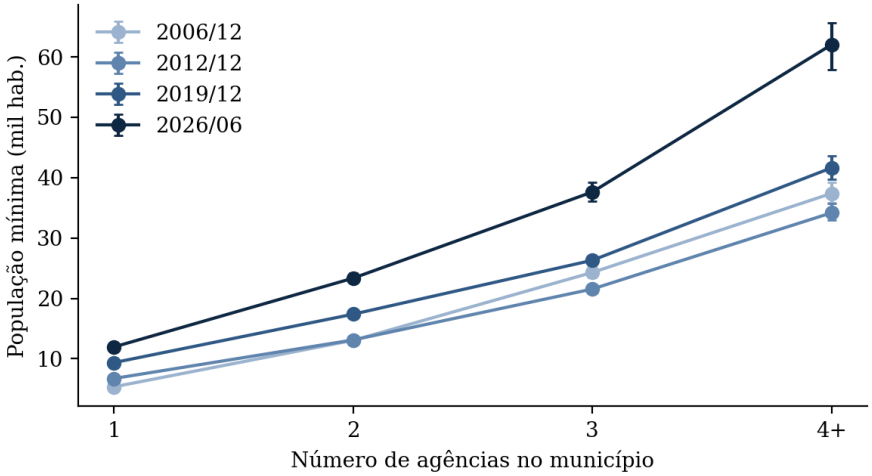
A Tabela 2 e a Figura 3 trazem os limiares estáticos. Para o mesmo perfil de renda, a população necessária para sustentar uma agência passou de 5,3 mil habitantes em 2006 para 6,7 mil em 2012, 9,4 mil em 2019 e 12,0 mil em 2026. A razão entre 2026 e 2006 é 2,24, com intervalo de 95% de 2,12 a 2,35. O movimento vale para todo *N*: o limiar de quatro ou mais agências foi de 37 mil para 62 mil.

Tabela 2 – População mínima para sustentar *N* agências (mil habitantes)

Corte	$N = 1$	IC 95%	$N = 2$	$N = 3$	$N = 4+$	S_1, perfil do ano	Municípios
12/2006	5,3	5,1–5,6	13,0	24,3	37,4	7,2	4.548
12/2012	6,7	6,6–6,9	13,1	21,5	34,2	6,7	4.539
12/2019	9,4	9,1–9,6	17,4	26,3	41,6	8,9	4.527
06/2026	12,0	11,6–12,3	23,3	37,6	62,0	10,5	4.522

Fonte: elaboração própria. *Probit* ordenado em municípios fora de arranjos populacionais, exceto capitais, com até 100 mil habitantes. Limiares avaliados no perfil mediano do painel empilhado (PIB per capita, massa salarial per capita, participação agropecuária) e na composição regional média; a penúltima coluna usa o perfil mediano de cada ano. Intervalos por *bootstrap* de 200 reamostragens de municípios. IC: intervalo de confiança.

Figura 3 – Limiares de Bresnahan–Reiss por número de agências, 2006–2026



Fonte: elaboração própria. Barras: intervalo de 95%.

O limiar no perfil de cada ano sobe menos (de 7,2 mil para 10,5 mil, +47%) porque a renda real mediana dos municípios cresceu e compensa parte da alta. As duas leituras são

compatíveis com uma queda do lucro variável por habitante de uma agência bancária no período, mas o modelo não a mede diretamente. A migração de transações para canais digitais, correspondentes e cooperativas é uma explicação plausível, e o modelo não separa essas causas. Há uma ressalva que pesa sobre o corte de 2026: o PIB municipal vai até 2023, o valor adicionado até 2021 e a massa salarial até 2024, e os anos seguintes repetem o último valor disponível. O limiar de 2026 compara a população de 2026 com a renda de dois a cinco anos antes. Como a renda aumenta o número de agências que a praça sustenta, subestimar a renda de 2026 faz o modelo atribuir as agências observadas a uma renda menor que a real. O limiar de 2026 no perfil fixo fica, se algo, subestimado, e a alta verdadeira seria um pouco maior.

O limiar de 2006 no perfil do próprio ano (7,2 mil) fica perto dos 8 a 9 mil habitantes que Assunção (2013) estimou para 2002–2007, com outra especificação e outra amostra. A proximidade serve de conferência da implementação.

A razão S_N/N quase não muda até três agências e só sobe na quarta: em 2026, 12,0, 11,7, 12,5 e 15,5 mil habitantes por agência para N = 1, 2, 3 e 4+. A teoria não prevê $S_2/2$ abaixo de S_1; a diferença está dentro do erro de estimação. No sentido de Bresnahan e Reiss (1991), a chegada de mais uma agência a um município pequeno torna a competição pouco mais dura. A maior parte do custo de uma agência é fixa e não depende de quantas outras existem.

5.2 Manter e abrir seguem réguas diferentes

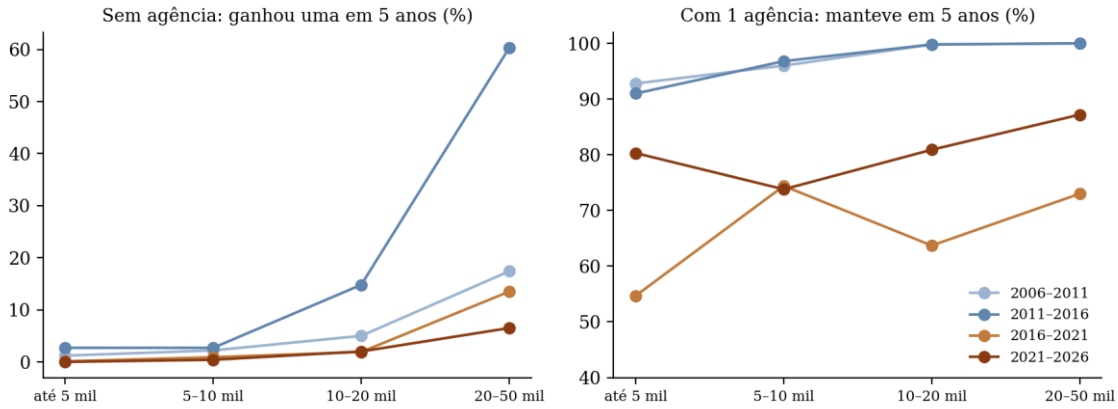
A Tabela 3 e a Figura 4 mostram o que aconteceu com municípios do mesmo tamanho conforme o estado inicial. Não há modelo: são proporções.

Tabela 3 – Entrada e permanência em cinco anos por faixa de população (%)

Faixa de população	2006–2011	2011–2016	2016–2021	2021–2026
Sem agência no início: ganhou uma				
até 5 mil	1,2	2,7	0,1	0,0
5 a 10 mil	2,2	2,7	0,9	0,4
10 a 20 mil	5,0	14,8	1,9	2,0
20 a 50 mil	17,4	60,3	13,5	6,5
Com uma agência no início: manteve				
até 5 mil	92,8	91,0	54,7	80,3
5 a 10 mil	96,0	96,8	74,4	73,8
10 a 20 mil	99,8	99,8	63,7	80,9
20 a 50 mil	100,0	100,0	73,0	87,2

Fonte: elaboração própria a partir da ESTBAN e do IBGE. Municípios fora de arranjos populacionais, exceto capitais, com até 100 mil habitantes; população no início da janela. Número de municípios por célula entre 37 e 953 (entrada) e entre 137 e 443 (permanência); a faixa de 50 a 100 mil tem menos de 15 casos por janela e foi omitida.

Figura 4 – Taxas de entrada e de permanência em cinco anos por faixa de população e janela



Fonte: elaboração própria.

Até 2016, a assimetria é nítida. Um município com menos de 5 mil habitantes e uma agência mantinha a agência em mais de 90% dos casos. Um município de 10 a 20 mil habitantes sem agência ganhava uma em 5% a 15% dos casos, e só na faixa de 20 a 50 mil a chance chegava perto de 1/2. Os *probits* por janela dão o mesmo retrato: limiar de entrada de 23,1 mil habitantes em 2006–2011 e de 19,9 mil em 2011–2016, dentro da faixa observada, e limiar de permanência abaixo do menor município da amostra. Em outras palavras, até 2016 a régua de abrir estava em torno de 20 mil habitantes e a régua de manter não era atingida por nenhum município.

Essa distância é o que Bresnahan e Reiss (1993) associam a custos irrecuperáveis. Ela também é compatível com heterogeneidade persistente: municípios que já tinham agência podem ser mais rentáveis do que o seu tamanho indica. Os dados deste artigo não separam as duas leituras. Para a pergunta prática, porém, a consequência é a mesma: a régua de fechamento não serve de régua de reabertura, e a diferença entre as duas é grande.

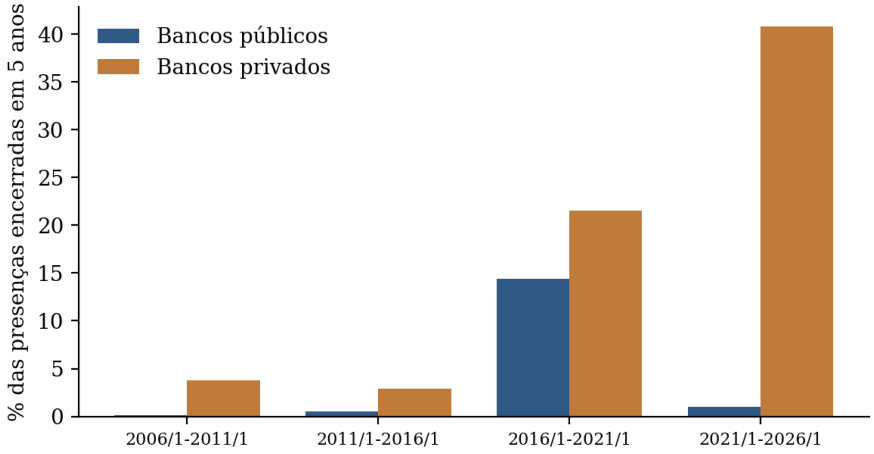
Depois de 2016, as duas colunas mudam. A entrada ficou rara: 18 entradas em 1.823 municípios sem agência em 2016–2021 e 19 em 2.211 em 2021–2026, contra 54 e 140 nas janelas anteriores. Nem os municípios de 20 a 50 mil sem agência passaram de 6,5% de chance de ganhar uma em 2021–2026. A permanência caiu em todas as faixas e ficou quase sem relação com o tamanho (de 54,7% a 87,2%, sem gradiente regular). Ainda houve entradas, 37 no total, mas poucas demais para que algum tamanho de município levasse a chance de ganhar uma agência a 1/2. Os limiares de entrada estimados para essas janelas

ficam muito acima de qualquer município observado e não têm leitura numérica. O artigo não identifica a causa da ruptura; a seção seguinte mostra que as saídas se concentraram em poucos bancos.

5.3 A saída recente concentrou-se em poucas redes

A Figura 5 mostra a proporção das presenças de cada tipo de banco em municípios pequenos encerradas em cinco anos, já tratadas as incorporações como continuidade. Até 2016, sair era raro para todos: 3,8% e 2,9% das presenças privadas, 0,1% e 0,6% das públicas. Em 2016–2021, 21,5% das presenças privadas e 14,4% das públicas foram encerradas. Em 2021–2026, 40,8% das privadas e 1,0% das públicas.

Figura 5 – Proporção das presenças de cada tipo de banco encerradas em cinco anos, municípios isolados até 100 mil habitantes, incorporações tratadas como continuidade



Fonte: elaboração própria a partir da ESTBAN.

As ondas têm nome. As contagens a seguir são de encerramentos de presença banco–município, isto é, de um banco deixar de ter agência num município. Nem todo encerramento deixou o município sem agência, porque outro banco podia continuar lá. Em 2016–2021, o Banco do Brasil fez 539 das 1.096 saídas (49%) e o Bradesco, 432 (39%). Em 2021–2026, o Bradesco fez 426 das 852 (50%), o Itaú, 220 (26%), e o Santander, 172 (20%). Três bancos privados responderam por 96% da última onda. Como esses três bancos tinham 99,7% das presenças privadas nos municípios pequenos em 2021, o número diz que a onda foi privada e concentrada nos três grandes, não que eles saíram mais que outros privados.

A Tabela 4 traduz a diferença em limiares no regime de 2021–2026. Para um banco sozinho na praça e no perfil mediano, a população em que a probabilidade de manter a agência por cinco anos chega a 1/2 é de 11,2 mil habitantes para os privados (intervalo de 9,9

a 12,8 mil). Para os públicos, a estimativa é de 571 habitantes, abaixo do menor município com agência pública da amostra (1.586): nessa janela, a probabilidade de permanência supera 1/2 em toda a faixa observada. O resultado não é estrutural: em 2016–2021, o Banco do Brasil liderou os encerramentos.

Tabela 4 – Saída por tipo de banco, janelas de cinco anos

	Limiar de saída (hab.)	IC 95%	Pares	Saídas	Taxa de saída
Bancos públicos	571	293–949	13.437	603	4,5%
Bancos privados	11.237	9.881–12.842	8.520	1.498	17,6%

Fonte: elaboração própria. Par instituição × município com ao menos uma agência no início da janela, incorporações tratadas como continuidade; desfecho: manter ao menos uma agência no fim. *Probit* por tipo com dummies de janela; limiar no perfil mediano, banco sozinho na praça, última janela. *Bootstrap* de 300 reamostragens de municípios. Pares, saídas e taxas somam as quatro janelas; o limiar é avaliado na janela 2021–2026. O limiar dos bancos públicos está fora da faixa observada.

A comparação direta do poder explicativo confirma a leitura. No par banco × município, com validação cruzada agrupada por município, a praça e o período dão AUC de 0,81 para prever a saída. A identidade do banco combinada com o período dá 0,89. As duas juntas, 0,93. Saber qual banco está no município e em que momento da reestruturação ele está diz mais sobre a saída do que a economia local. A comparação favorece o modelo de banco × janela, que usa a intensidade de cada onda, conhecida só depois. Ela mede quanto da saída é específica da rede, não quanto se podia prever de antemão.

Uma hipótese frequente é que o pagamento de benefícios sociais seguraria a agência, sobretudo a de bancos públicos, em municípios mais pobres. A Tabela 4b testa isso no par banco × município, em todos os municípios do país, nas janelas 2016–2021 e 2021–2026. O desfecho é o banco manter ao menos uma agência no município ao fim da janela. O Bolsa Família entra como famílias beneficiárias por 100 habitantes no início da janela, e os controles são os da Tabela 4 mais as dummies de UF.

Tabela 4b – Bolsa Família e permanência do banco no município, janelas de cinco anos

Bancos	Janela	Pares	Permaneceram	Efeito de +1 d.p. de Bolsa Família (p.p.)	p
Públicos	2016–2026	10.460	93,2%	−1,6	0,001
Privados	2016–2026	8.802	75,9%	−2,0	0,048
Banco do Brasil	2016–2021	2.921	78,4%	−5,1	0,001
Banco do Brasil	2021–2026	2.292	99,9%	não estimável (2 saídas)	–
Caixa	2016–2021	1.630	99,4%	−0,4	0,345
Caixa	2021–2026	1.622	99,8%	não estimável (3 saídas)	–
Privados	2016–2021	4.776	81,3%	−2,7	0,052
Privados	2021–2026	4.026	69,6%	−1,0	0,506

Fonte: elaboração própria a partir da ESTBAN, IBGE, MDS e CGU. Logit por grupo de bancos; efeito marginal médio, em pontos percentuais de probabilidade de permanência, de um desvio-padrão (4,9 famílias por 100 habitantes). Controles: logaritmos da população, do PIB per capita, da massa salarial per capita e da distância, agropecuária no VAB, logaritmo de um mais as agências dos demais bancos, UF e janela. Erros-padrão agrupados por município. Incorporações tratadas como continuidade. Com duas ou três saídas, o logit por subgrupo quase separa perfeitamente os dados e o efeito não é estimável. A linha da Caixa em 2016–2021, com dez saídas, também deve ser lida com cautela.

O sinal é negativo para bancos públicos e privados (nos privados, só no conjunto das janelas, p = 0,048): onde há mais famílias beneficiárias, o banco teve menos chance de manter a agência, para o mesmo tamanho, renda medida e concorrência local. O maior efeito é o do Banco do Brasil na onda de 2016–2021. Na Caixa, que paga o benefício, não há o que medir: ela quase não saiu de lugar nenhum. A hipótese do pagamento também tem base institucional fraca: o Bolsa Família é sacado sobretudo em lotéricas, correspondentes Caixa Aqui e pelo aplicativo Caixa Tem, não no balcão da agência. A vantagem de permanência dos bancos públicos vem do próprio banco, não do Bolsa Família. Nos dados, o benefício funciona como indicador de renda baixa, que as medidas de renda municipais não captam por inteiro.

5.4 O que a praça consegue prever

A Tabela 5 mostra o mesmo fenômeno do ponto de vista de quem só observa o município. Olhando todos os municípios com agência, a praça ajuda a prever quem fica sem nenhuma (AUC de 0,83 com UF para 0,86 com a praça). Boa parte desse poder vem de separar municípios com várias agências, que quase nunca perdem todas, dos que têm uma só. Na margem que importa, a dos municípios com agência única, a AUC é de 0,59 com UF, 0,62 com a praça e 0,64 com o balanço bancário, que inclui a participação de bancos públicos.

Tabela 5 – Previsão de ficar sem agência no semestre seguinte, fora da amostra

Amostra	Modelo	AUC	IC 95%	Observações	Fechamentos
Todos com agência	M0: UF, nº de agências	0,829	0,815–0,840	87.716	856
	M1: + praça	0,857	0,844–0,866		
	M2: + balanço	0,853	0,839–0,860		
Agência única	M0: UF	0,593	0,579–0,607	30.268	854
	M1: + praça	0,621	0,605–0,637		
	M2: + balanço	0,641	0,622–0,658		

Fonte: elaboração própria. Logit; todos os municípios do país. Validação por origem móvel: origens anuais de 2012 a 2024, treino com os onze semestres anteriores, teste nos dois semestres seguintes, sem sobreposição entre testes. Cada fechamento conta uma vez. Intervalos por *bootstrap* de 200 reamostragens de municípios.

O ganho do balanço na agência única (+0,020, intervalo de 0,013 a 0,025) vem sobretudo do tipo de banco. Mas o sinal desse tipo se inverte entre ondas. Entre os municípios de agência única, a taxa semestral de fechamento quando a agência era pública foi de 0,0%

em 2005–2010, 0,8% em 2011–2015, 5,4% em 2016–2020 e 0,2% em 2021–2026. Quando era privada, de 0,9%, 0,9%, 2,2% e 8,4%. Um modelo treinado nos anos da onda do Banco do Brasil aprende que agência pública fecha; a onda seguinte é privada. A calibração é ruim pelo mesmo motivo: nos decis de menor risco, o modelo prevê menos de 0,1% e o observado fica entre 0,4% e 1,9%. O resultado é complementar ao de Narayanan, Ratnadiwakara e Strahan (2025), com uma diferença: lá, características locais preveem bem o fechamento; aqui, o calendário de poucas redes pesa mais que a praça.

Com o modelo M1 treinado nos onze semestres mais recentes, registrei a probabilidade de cada um dos 1.079 municípios com agência única em junho de 2026 ficar sem agência no segundo semestre de 2026. O risco médio previsto é de 2,7%, com 5,9% no percentil 90. O arquivo tem *hash* SHA-256 iniciado por 2b01b7a4 e terminado em ab932a35a, e a inscrição deste artigo, anterior à divulgação da ESTBAN de dezembro de 2026, serve de registro datado. Pela discussão acima, não se espera ordenação muito melhor que a retrospectiva. A lista nominal não é publicada no artigo: seria o único conteúdo que nenhum leitor pode conferir contra dado existente, e transformaria uma estatística em sinal dirigido a municípios específicos. Os escores ficam no pacote de replicação, com acesso restrito a pesquisadores.

5.5 Onde a retração foi maior: a proporção de agências fechadas

Nas duas janelas, 22,4% e 27,6% das agências existentes no início foram encerradas, somando 5.078 e 4.925 agências em 3.585 e 3.141 municípios. A Tabela 6 mostra o que explica a proporção fechada em cada município.

Tabela 6 – Proporção de agências fechadas em cinco anos, todos os municípios com agência

Modelo	R^2 ponderado	R^2 fora da amostra	Erro fora da amostra (raiz do erro quadrático médio, RMSE)
Controles: janela, UF, número de agências	0,174	0,136	0,172
+ praça	0,217	0,174	0,168
+ exposição à reestruturação da rede (sem praça)	0,316	0,285	0,157
+ praça e exposição	0,364	0,345	0,150
Controles + composição de bancos × janela (sem praça nem exposição)	0,381	0,308	0,154
Final: praça, exposição e composição de bancos × janela	**0,441**	**0,397**	**0,144**

Fonte: elaboração própria a partir da ESTBAN, IBGE e CEMPRE. Modelo binomial fracionário, peso igual ao número de agências no início da janela; janelas 2016–2021 e 2021–2026; 6.726 observações município × janela em 3.603 municípios. Praça: logaritmo da população, índice de renda, agropecuária no VAB, logaritmo da

distância à agência mais próxima em outro município e nível no REGIC. Composição: participação de Banco do Brasil, Caixa, Bradesco, Itaú e Santander nas agências do município, com coeficiente próprio em cada janela. Fora da amostra: validação cruzada em cinco blocos agrupados por município. Como a exposição e a composição são medidas na mesma janela do desfecho, o R^2 fora da amostra mede a estabilidade do ajuste entre municípios, não a capacidade de prever fechamentos futuros.

A exposição à reestruturação da rede, sozinha, acrescenta 14 pontos de R^2 aos controles; a praça inteira, 4. A composição de bancos acrescenta mais 8 pontos ao modelo com praça e exposição, e 5 pontos fora da amostra. Ela não substitui a exposição: no MQO, retirar a exposição do modelo final reduz o R^2 fora da amostra de 0,415 para 0,379 (Apêndice B). Exposição e composição medem quase a mesma coisa: a composição de bancos × janela explica 97% da variação da exposição (83% com o peso do modelo). Por isso o efeito da exposição é lido no modelo com praça e exposição, sem a composição: um desvio-padrão a mais corresponde a 15,9 pontos percentuais a mais de agências fechadas (12,7 sem ponderação; 15,0 sem as capitais). No modelo final, exposição e composição formam um bloco e não devem ser lidas separadamente. Os efeitos da praça mantêm sinal e significância entre as especificações: um desvio-padrão a mais de população corresponde a 8 a 15 pontos a menos de proporção fechada, e um desvio-padrão a mais no índice de renda, a 2,2 a 2,9 pontos a menos (Tabela B4). A distância à agência mais próxima em outro município reduz a proporção fechada (−1,2 ponto por desvio-padrão), o que é coerente com a agência isolada ser mais difícil de substituir. A agropecuária deixa de ser significativa quando a renda entra como índice.

Em forma de equação, o MQO ponderado do modelo final dá

$$\widehat{\text{fechadas}}_m = 1{,}18\,E_m - 0{,}072\,\text{lnpop}_m - 0{,}014\,\text{renda}_m - 0{,}015\,\text{lndist}_m + \text{composição} + \text{controles},$$

com R^2 de 0,43 no MQO. O coeficiente da exposição deve ser lido em bloco com a composição; no MQO com praça e exposição, sem a composição, ele é 1,19 (erro-padrão 0,05), e a leitura abaixo vale para os dois. Todos os coeficientes mostrados são significativos a 1% com erros agrupados por município, por microrregião ou por UF (Apêndice B). A leitura é direta. Cada ponto percentual de exposição corresponde a pouco mais de um ponto percentual de agências fechadas. Dobrar a população reduz a proporção fechada em cerca de 5 pontos (0,072 × ln 2). Um desvio-padrão do índice de renda a reduz em 2 pontos. Em nível, a proporção fechada e a exposição quase coincidem: a proporção média ponderada de agências fechadas foi de 22,4% e 27,6% nas duas janelas, e a exposição média, de 22,3% e 27,4%. Essa coincidência não é evidência por si: é o que se esperaria se cada banco fechasse a mesma

proporção de agências em todo município onde está. O coeficiente perto de um diz que os fechamentos seguiram de perto esse padrão proporcional. O resultado substantivo é o desvio em relação a ele: municípios maiores, de renda mais alta e mais distantes da agência vizinha perderam proporcionalmente menos, e a praça explica pouco além disso. A exposição é praticamente não correlacionada com as variáveis de praça (Figura 2; nenhuma correlação passa de 0,17 em valor absoluto), de modo que ela não funciona como indicador indireto da economia local.

A composição mostra as ondas da seção 5.3 também nos municípios maiores. Os efeitos são relativos a agências de outros bancos, com praça e exposição constantes. Em 2016–2021, dez pontos percentuais a mais de participação do Banco do Brasil nas agências do município correspondem a 5,1 pontos a mais de proporção fechada, e do Itaú, a 3,8. Em 2021–2026, o efeito do Banco do Brasil cai a 1,0 ponto, o do Itaú desaparece e o do Bradesco sobe para 3,6 pontos; em 2016–2021, o do Bradesco era pequeno e muda de sinal entre o modelo binomial e o MQO, de modo que só a alta de 2021–2026 é robusta. O mesmo banco fecha mais onde é mais presente numa onda e não na outra. Por isso a exposição média de uma janela não esgota a decisão de rede.

O R^2 de 0,44 do modelo binomial fracionário pode parecer baixo, mas a própria variável limita o que se pode explicar. Metade dos municípios tem uma ou duas agências, de modo que a proporção fechada só assume os valores 0, 1/2 ou 1 na maior parte da amostra. Parte grande da variação é o sorteio de qual agência fecha num município de uma ou duas unidades, que nenhuma covariável municipal pode prever. O ganho fora da amostra, de 0,136 com os controles para 0,397 no modelo final, é a medida mais honesta do que as variáveis acrescentam.

As variáveis de perfil social não entram no modelo final porque não melhoram a previsão fora da amostra. Acrescentadas uma a uma ao modelo final (Tabela 6b), nenhuma melhora o R^2 fora da amostra em mais de 0,001. O Bolsa Família e o BPC têm coeficientes pequenos e não significativos. A proporção de 65 anos ou mais tem sinal negativo e significativo a 5%: municípios mais envelhecidos fecharam um pouco menos, 1,1 ponto por desvio-padrão. É um efeito pequeno e não altera a previsão; não o trato como resultado principal. A capital também é significativa a 5%, mas o efeito é de 0,2 ponto e o ganho fora da amostra é nulo. A hipótese de que o pagamento de benefícios sustentaria agências em municípios mais pobres não aparece na proporção fechada, assim como não apareceu no par banco × município (Tabela 4b). O Bolsa Família por habitante é fortemente correlacionado com as medidas de renda (Figura 2). Quando elas são retiradas, ele passa a ter coeficiente

positivo e significativo: municípios com mais famílias beneficiárias fecharam proporcionalmente mais agências, não menos. O benefício funciona aí como indicador de renda baixa.

Tabela 6b – Hipóteses testadas: variáveis acrescentadas uma a uma ao modelo final

Variável acrescentada	Efeito de +1 d.p. (p.p. de proporção fechada)	p	Variação do R^2 fora da amostra
População com 65 anos ou mais	−1,1	0,016	−0,001
Famílias no Bolsa Família por 100 hab.	−0,5	0,431	−0,002
Administração pública no VAB	+0,9	0,179	−0,003
Capital	−0,2	0,045	+0,0001
Beneficiários do BPC por 100 hab. (só 2021–2026)	−0,1	0,889	–

Fonte: elaboração própria. Modelo binomial fracionário da Tabela 6 (final), com a variável acrescentada; erros-padrão agrupados por município. O BPC é estimado só na janela 2021–2026, única com dado municipal no início, e por isso não tem comparação fora da amostra com o modelo das duas janelas.

Há dependência espacial, como na Espanha. O I de Moran da proporção fechada é de 0,06 em 2016–2021 e de 0,15 em 2021–2026 ($p < 0,01$ nas duas); o do resíduo do modelo com praça e exposição é de 0,05 nas duas janelas, ainda significativo, mas pequeno. Os resíduos do modelo final no mesmo município não se correlacionam entre as janelas (−0,0002), de modo que não há persistência municipal não modelada de uma onda para a outra. A queda é grande em 2021–2026 e modesta em 2016–2021, e, como o resíduo vem do modelo com praça e exposição, sem a composição, a queda não pode ser atribuída à composição de bancos. É coerente, porém, com uma leitura simples: municípios próximos tendem a ter os mesmos bancos e, portanto, a sofrer as mesmas reestruturações. A comparação com Cerdà-Bonifacio e Cruz-García (2026) é direta: no Brasil, dados públicos permitem construir um benchmark de exposição para a retração das redes e medir a associação residual das características locais. Esse benchmark descreve as ondas observadas; não antecipa a próxima onda.

5.6 Robustez

A Tabela 7 refaz os resultados principais com outras definições de mercado e mostra a sensibilidade das réguas de manter e de abrir ao horizonte. A definição de mercado muda S_1 em menos de 1% e os limiares empilhados em até 3,5%. O horizonte muda muito, e por isso o texto se apoia nas taxas sem modelo e nos limiares dentro da faixa observada.

Tabela 7 – Robustez

Especificação	Resultado
S_1 2006 e 2026, isolados até 100 mil (principal)	5.360 e 11.949 hab.; razão 2,23
S_1 2006 e 2026, isolados até 50 mil	5.381 e 12.013 hab.; razão 2,23
S_1 2006 e 2026, não capitais até 100 mil, com arranjos	5.313 e 11.965 hab.; razão 2,25
Limiar de entrada, janela 2006–2011 / 2011–2016	23,1 mil / 19,9 mil hab.
Limiar de entrada, janela de 10 anos 2006–2016	16,2 mil hab.
Limiar de entrada, 2016–2021, 2021–2026 e 2016–2026	fora da faixa observada
Limiar de permanência até 2016	abaixo do menor município
Limiar de permanência, 2016–2021 / 2021–2026	6,0 mil / 1,7 mil hab. (gradiente fraco)
Janelas empilhadas, 2006–2026	entrada 73,5 mil; permanência 3,3 mil

Fonte: elaboração própria. As linhas de S_1 usam como perfil de referência a mediana de cada amostra, por isso a linha principal difere levemente da Tabela 2. A última linha mistura regimes e é reportada só para mostrar que o número empilhado não deve ser usado.

6. APLICAÇÃO: A RÉGUA POR TIPO DE MUNICÍPIO

6.1 A régua de sustentação

O limiar estático de uma agência varia com a região e a renda. A Tabela 8 avalia o limiar de 2026 no perfil mediano de cada combinação de grande região e tercil de PIB per capita.

Tabela 8 – População para sustentar uma agência em 2026, por região e renda (mil habitantes)

Região	Renda baixa	Renda média	Renda alta
Norte	14,3	12,1	9,9
Nordeste	18,0	15,4	12,1
Centro-Oeste	–	10,1	7,9
Sudeste	10,6	8,8	6,9
Sul	–	6,7	5,7

Fonte: elaboração própria. *Probit* ordenado de junho de 2026 (seção 4.1), avaliado na mediana de cada célula; tercis de PIB per capita da amostra de 2026. Células com menos de 30 municípios omitidas.

A régua vai de 5,7 mil habitantes num município de renda alta do Sul a 18,0 mil num município de renda baixa do Nordeste. Isso ajuda a ler a geografia da desbancarização: no Nordeste, a mesma população sustenta menos agência porque o lucro variável por habitante é menor.

6.2 A escada de atendimento

Em setembro de 2026, entre os 4.522 municípios da amostra, 2.121 tinham agência, 835 tinham posto de atendimento bancário sem agência e 1.566 só tinham correspondentes.

Um *probit* ordenado com os três degraus dá limiar de 6,3 mil habitantes para o posto e 10,8 mil para a agência, no perfil mediano. As praças medianas de cada degrau são de 4,8 mil, 9,6 mil e 18,9 mil habitantes, e o número mediano de pontos de correspondente é de 7, 11 e 20. Postos de cooperativas de crédito estão presentes em 40%, 43% e 73% dos municípios de cada degrau. Como postos e correspondentes não têm data de abertura na fonte pública, isto é uma fotografia e não um modelo dinâmico.

6.3 O que a régua diz a um município

Juntando as seções 5 e 6, a régua de 2026 para um município pequeno fora de arranjo populacional é:

- **manter** a agência que tem: depende mais do banco do que da praça. Na onda de 2021–2026, uma agência de banco público tendeu a ficar em qualquer tamanho observado, mas em 2016–2021 o Banco do Brasil fez 49% das saídas; uma de banco privado tem chance de 1/2 de ficar cinco anos a partir de cerca de 11 mil habitantes, no perfil mediano;
- **sustentar** uma agência na rede de hoje: de 5,7 mil a 18,0 mil habitantes, conforme região e renda (Tabela 8);
- **posto de atendimento**: cerca de 6,3 mil habitantes no perfil mediano;
- **atrair** uma agência nova: até 2016, cerca de 20 mil habitantes davam chance de 1/2 em cinco anos. Desde então, nenhuma faixa de tamanho chega a essa chance; mesmo entre 20 e 50 mil habitantes ela foi de 6,5% em 2021–2026. Em 2026 havia 90 municípios pequenos sem agência com mais de 20 mil habitantes, de um total de 2.401 sem agência.

Os números de agência não competem entre si. O de 12,0 mil é o limiar de Bresnahan e Reiss no perfil mediano do país; o de 10,8 mil é o mesmo limiar num modelo que separa posto e agência; o de 11,2 mil é a população em que um banco privado sozinho tem chance de 1/2 de ficar cinco anos. Estar acima da régua de sustentação não torna provável ganhar uma agência: depois de 2016, a entrada quase não ocorreu em nenhum tamanho.

Para quase todo município que perdeu a agência, recuperá-la pelo crescimento da praça não é meta realista na rede atual. A meta realista é o degrau de baixo: posto, correspondente com serviço completo ou cooperativa de crédito. Se a distância entre as duas réguas vier de custos irrecuperáveis (o artigo não separa essa leitura da heterogeneidade não observada; limite 2 da seção 7), o desenho de política deveria mirar o custo de instalar a presença física. Assunção (2013) mostrou que o correspondente fez exatamente isso ao aproveitar infraestrutura já existente.

6.4 Uso responsável da régua

A régua e o escore de risco da seção 5.4 organizam uma investigação; não substituem a decisão. Dois erros precisam ser evitados. O primeiro é transformar uma associação média numa ordem de fechamento. O segundo é confundir pouca presença física com pouca

demanda por serviços financeiros: um município pode ter pouco movimento no balcão porque a oferta é inadequada, porque a distância já desviou os usuários ou porque os canais digitais resolveram parte da demanda. O Quadro 2 resume o uso que os resultados sustentam.

Quadro 2 – Uso responsável da régua

Etapa	Uso pelo banco	Uso pelo setor público	Salvaguarda
Triagem	Lista de praças para análise	Mapa de municípios com agência vulnerável	Não automatizar a decisão
Diagnóstico	Somar dados internos: depósitos, custo do imóvel, concorrência	Conferir distância à próxima agência, correspondentes, conectividade e beneficiários de programas sociais	Checar as alternativas de acesso
Ação	Abrir, manter, converter em posto ou redesenhar	Plano de continuidade: correspondente, posto, atendimento itinerante	Registrar a justificativa
Avaliação	Comparar previsão e evento	Monitorar a cobertura	Recalibrar a cada ano

Fonte: elaboração própria.

No caso do fechamento, os municípios no decil de maior risco devem passar por uma revisão que inclua a distância até a agência alternativa mais próxima, a presença de correspondentes e de cooperativas, a conectividade, a idade da população e o peso do pagamento de benefícios sociais. Como a seção 5.3 mostrou que o momento da saída depende sobretudo do banco, essa revisão é mais útil quando feita com informação da própria instituição sobre a rede. Para a política pública, o valor está em antecipar vazios de atendimento antes que a transição se complete e em tornar verificável a discussão sobre cobertura.

7. CONCLUSÃO, IMPLICAÇÕES E LIMITES

Para um perfil de renda fixo, a população mínima compatível com uma agência bancária num município brasileiro pequeno mais que dobrou em vinte anos; no perfil de cada ano, subiu 47%. Até 2016, manter uma agência exigia muito menos população do que abrir uma, cujo limiar ficava em torno de 20 mil habitantes. Depois de 2016, a entrada tornou-se rara em qualquer tamanho, e os encerramentos concentraram-se em ondas: Banco do Brasil e Bradesco em 2016–2021; Bradesco, Itaú e Santander em 2021–2026. As variáveis públicas delimitam onde uma agência pode existir, mas têm pouco poder para antecipar o momento do fechamento de uma agência única. Nos municípios com agência, a proporção fechada acompanhou a exposição às redes presentes (+14 pontos de R^2, contra 4 da praça); municípios maiores e de renda mais alta perderam proporcionalmente menos, e idade e benefícios sociais

não melhoraram o ajuste fora da amostra. O Bolsa Família não se associa a maior permanência, nem entre bancos públicos.

Implicações. Para os bancos, a régua organiza a triagem de praças que justificam análise detalhada. Para as prefeituras, estar acima da régua de sustentação indica que uma agência pode permanecer, mas não torna provável a chegada de uma nova; para quem já perdeu a agência, posto, correspondente com serviço completo ou cooperativa são metas mais plausíveis. Para o regulador, a composição bancária municipal ajuda a mapear onde uma reestruturação pode produzir vazios de atendimento. A exposição calculada aqui descreve ondas já observadas; transformá-la em alerta exigiria uma medida defasada e validação prospectiva.

Os resultados têm limites.

1. **Não são efeitos causais.** Os limiares são estruturais sob as hipóteses de Bresnahan e Reiss: mercados isolados, lucro variável que cai com o número de agências, rede em equilíbrio. Não se lê aqui o efeito de aumentar a população ou a renda de um município.
2. **Custos irrecuperáveis ou heterogeneidade.** A diferença entre as réguas de manter e de abrir é compatível com custos irrecuperáveis, mas também com características persistentes não observadas dos municípios que têm agência. O artigo não separa as duas leituras.
3. **Limiares fora da faixa.** Depois de 2016, o limiar de entrada e o de saída dos bancos públicos ficam fora da faixa de população observada. Nesses casos o texto reporta taxas, não números de limiar.
4. **Cooperativas de crédito ficam fora.** A ESTBAN cobre bancos. Em 40% dos municípios só com correspondente há posto de cooperativa. Parte do que aparece como saída bancária pode ter sido substituída por cooperativas, com estrutura de custo diferente.
5. **Postos e correspondentes não têm data.** A escada de atendimento é uma fotografia de 2026.
6. **Defasagem das variáveis de praça.** O valor adicionado municipal vai até 2021 e o PIB até 2023; os anos seguintes repetem o último valor disponível.
7. **Exposição à rede não é choque exógeno.** A exposição da seção 5.5 é construída com o fechamento dos mesmos bancos em outros municípios. Se os bancos fecham em ondas regionais e o município compartilha a conjuntura dos vizinhos, parte da associação é conjuntura comum, e não decisão de rede. Excluir o próprio município elimina o vínculo mecânico, não esse.
8. **Benefícios sociais com cobertura parcial.** O BPC municipal só existe a partir de 2019, e os beneficiários são medidos na posição de dezembro do ano inicial da janela, seis meses depois do início dela. O resultado para os benefícios foi testado na proporção de agências fechadas e na permanência do banco no município, não na perda da última agência.
9. **Especificação.** A resposta à exposição não é linear, e a composição de bancos explica 97% da exposição. Por isso o efeito da exposição é lido sem a composição, e as duas formam um bloco no modelo final. Os efeitos reportados são médias; o Apêndice B documenta essas escolhas e a robustez sem ponderação e sem capitais.
10. **Saída não é sempre perda de presença.** A ESTBAN registra agências. Uma agência convertida em posto de atendimento aparece como saída, embora o banco continue no município com estrutura menor, e planos de reestruturação do período incluíram conversões desse tipo. Sem a série datada de postos, o artigo não separa fechamento de conversão. Além disso, a compra do varejo do Citibank pelo Itaú não foi tratada como incorporação: são 126 agências em 27 municípios grandes, fora da amostra de municípios pequenos, que entram como fechamentos na proporção de 2016–2021.

A agenda que segue é clara. Com a série de postos e correspondentes com data, obtida por pedido de acesso ao Banco Central, a escada vira modelo dinâmico. Com as cooperativas, a pergunta passa a ser sobre presença financeira e não só bancária. E a previsão registrada na seção 5.4 será conferida em 2027.

REFERÊNCIAS

ASSUNÇÃO, J. Eliminating entry barriers for the provision of banking services: evidence from 'banking correspondents' in Brazil. **Journal of Banking & Finance**, v. 37, n. 8, p. 2806-2811, 2013.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Correspondentes no país**. Brasília: BCB, 2026. Disponível em: https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/correspondentes. Acesso em: 18 set. 2026.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Estatística Bancária Mensal por Município (ESTBAN)**. Brasília: BCB, 2026. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/estatisticas/estatisticabancariamunicipios. Acesso em: 16 set. 2026.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Postos de Atendimento de Instituições Supervisionadas pelo Banco Central**. Brasília: BCB, 2026. Disponível em: https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/postos-de-atendimento. Acesso em: 18 set. 2026.

BRASIL. Controladoria-Geral da União. **Portal da Transparência**: Benefício de Prestação Continuada. Brasília: CGU, 2026. Disponível em: https://portaldatransparencia.gov.br/download-de-dados/bpc. Acesso em: 20 set. 2026.

BRASIL. Controladoria-Geral da União. **Portal da Transparência**: pagamentos do Programa Bolsa Família. Brasília: CGU, 2026. Disponível em: https://portaldatransparencia.gov.br/download-de-dados/bolsa-familia-pagamentos. Acesso em: 20 set. 2026.

BRESNAHAN, T. F.; REISS, P. C. Entry and competition in concentrated markets. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 5, p. 977-1009, 1991.

BRESNAHAN, T. F.; REISS, P. C. Measuring the importance of sunk costs. **Annales d'Économie et de Statistique**, n. 31, p. 181-217, 1993.

CARREE, M.; DEJARDIN, M. Entry thresholds and actual entry and exit in local markets. **Small Business Economics**, v. 29, n. 1-2, p. 203-212, 2007.

CERDÀ-BONIFACIO, C.; CRUZ-GARCÍA, P. The socioeconomic drivers of bank branch closures in Spanish municipalities. **Studies of Applied Economics**, v. 44, n. 2, 2026. DOI: 10.25115/sk0b1744.

CLARK, S.; NEWING, A.; HOOD, N.; BIRKIN, M. Retail banking closures in the United Kingdom: are neighbourhood characteristics associated with retail bank branch closures? **Transactions of the Institute of British Geographers**, v. 49, n. 3, e12656, 2024. DOI: 10.1111/tran.12656.

COCCORESE, P.; PELLECCHIA, A. Deregulation, entry, and competition in local banking markets. **Review of Industrial Organization**, v. 61, n. 2, p. 171-197, 2022.

COHEN, A. M.; MAZZEO, M. J. Market structure and competition among retail depository institutions. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 1, p. 60-74, 2007.

DICE, J.; SENGUPTA, R. Did local factors contribute to the decline in bank branches? **Economic Review**, Federal Reserve Bank of Kansas City, 3. trim. 2019, p. 43-64.

FANG, F. H.; VLAICU, R. **Local banking supply and private firm activity**: evidence from branch closures. Washington, DC: Banco Interamericano de Desenvolvimento, 2024. DOI: 10.18235/0013076.

FONSECA, J.; MATRAY, A. Financial inclusion, economic development, and inequality: evidence from Brazil. **Journal of Financial Economics**, v. 156, 103854, 2024.

HO, K.; ISHII, J. Location and competition in retail banking. **International Journal of Industrial Organization**, v. 29, n. 5, p. 537-546, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Regiões de influência das cidades 2018**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. Disponível em: https://www.ibge.gov.br/geociencias/cartas-e-mapas/redes-geograficas/15798-regioes-de-influencia-das-cidades.html. Acesso em: 19 set. 2026.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)**: tabelas 200, 1685, 5938, 6579, 9509 e 9514. Rio de Janeiro: IBGE, 2026. Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br. Acesso em: 18 set. 2026.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**: famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família por município. Brasília: Ipea, 2026. Disponível em: http://www.ipeadata.gov.br. Acesso em: 20 set. 2026.

JOAQUIM, G.; VAN DOORNIK, B.; ORNELAS, J. R. H. **Bank competition, cost of credit and economic activity**: evidence from Brazil. Brasília: Banco Central do Brasil, 2019. (Working Paper Series, 508).

KELVINS. **Municípios brasileiros**: códigos municipais, latitude e longitude. GitHub, 2024. Disponível em: https://github.com/kelvins/municipios-brasileiros. Acesso em: 21 set. 2026.

KUEHN, J. Spillovers from entry: the impact of bank branch network expansion. **The RAND Journal of Economics**, v. 49, n. 4, p. 964-994, 2018.

MADEIRA, G.; NAKANE, M. I. **O papel dos correspondentes bancários e das agências bancárias na prestação de serviços**: evolução e quadro atual. São Paulo: FIPE-USP; Febraban, 2015.

MARIANI, L. A.; ORNELAS, J. R. H.; RICCA, B. **Banks' physical footprint and financial technology adoption**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2023. (Working Paper Series, 576).

NARAYANAN, R. P.; RATNADIWAKARA, D.; STRAHAN, P. E. **The decline of bank branching**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2025. (NBER Working Paper, 33773).

NGUYEN, H.-L. Q. Are credit markets still local? Evidence from bank branch closings. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 11, n. 1, p. 1-32, 2019.

ROTHSCHILD, F. R. **Credit and income**: identification through bank competition. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

SILVA, G. J. C.; JAYME JR., F. G. Estratégia de localização bancária: teoria e evidência empírica aplicada ao estado de Minas Gerais. **Economia e Sociedade**, v. 22, n. 3, p. 729-764, 2013.

TRANFAGLIA, A. **Shrinking networks**: a spatial analysis of bank branch closures. Philadelphia: Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2018. (Working Paper, 18-12).

WOOLDRIDGE, J. M. Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 1, p. 39-54, 2005.

APÊNDICE A – DESVIOS DO PLANO DE ANÁLISE

O plano de análise foi escrito antes das estimações, no mesmo dia, e não foi congelado com *hash* antes de estimar por causa do prazo. Os desvios em relação a ele são estes.

1. **Manter e abrir.** O plano previa um *probit* semestral inspirado na distinção entre limiares de entrada e de saída de Bresnahan e Reiss (1993), com intercepto por estado inicial. A razão entre os limiares de entrada e de saída estimada assim foi de 1.527 na versão simples e sem interpretação na versão que tratava a condição inicial e a heterogeneidade não observada pelo procedimento de Wooldridge (2005), porque a persistência semestral domina a variação da população. A versão com janelas de cinco anos empilhadas deu razão de 22, mas muito sensível ao horizonte (Tabela 7). Passei a apoiar o resultado nas taxas sem modelo e nos limiares por janela (seção 4.2).
2. **Público e privado.** O plano previa um logit semestral no par instituição × município com interações. Usei o desenho de janelas de cinco anos, por coerência com a seção 4.2, e acrescentei a comparação de poder explicativo entre praça e banco × período.
3. **Previsão.** O plano previa horizonte de dois semestres e AUC de pelo menos 0,75 como critério. Passei a um semestre para que cada fechamento conte uma vez. Na amostra de todos os municípios com agência, o critério é atingido (0,86); na margem de agência única, não (0,62). Reporto as duas. A avaliação prospectiva fica para 2027.
4. **Zonas de viabilidade.** O plano previa classificar os municípios em zonas a partir dos limiares de entrada e de saída. Com a entrada quase nula depois de 2016, a zona acima do limiar de entrada fica vazia por construção. Substituí as zonas pela régua por região e renda (seção 6).
5. **Robustez não executada.** Regra de agregação do semestre (média e máximo), Capacidade de Pagamento dos municípios (CAPAG), exclusão de 2020–2021 e modelos não lineares ficaram de fora.
6. **Distância.** Calculada entre centroides municipais e usada nos modelos de previsão e de proporção fechada.
7. **Margem intensiva e perfil social (acrescentados depois do plano).** A seção 5.5, a exposição à rede e as variáveis de 65 anos ou mais, Bolsa Família e BPC não estavam no plano original. Entraram depois de ler Cerdà-Bonifacio e Cruz-García (2026) e de constatar que a maior parte das agências perdidas estava fora da amostra de municípios pequenos. São, portanto, análises exploratórias.
8. **Seleção de variáveis, composição de bancos e Bolsa Família por tipo de banco (acrescentados depois do plano, na revisão).** A seleção pelo erro fora da amostra, o índice de renda com o salário médio do CEMPRE, a composição de bancos × janela, os diagnósticos do Apêndice B e a Tabela 4b não estavam no plano. Também são exploratórios.

APÊNDICE B – DIAGNÓSTICOS DO MODELO DA PROPORÇÃO FECHADA

Tabela B1 – Diagnósticos do modelo final (MQO ponderado com a especificação da Tabela 6)

Diagnóstico	Resultado	Tratamento no texto
Multicolinearidade: renda	Na versão com PIB per capita, massa salarial e administração pública separados, VIF de 5,9 a 6,7; PIB per capita e massa salarial não significativos	Índice de renda (1º componente principal, 81% da variância); VIF de 1,6 e coeficiente significativo
Multicolinearidade: rede	VIF de 33 para a exposição e de até 23 para as participações de bancos no modelo final; a composição explica 97% da exposição	Esperado, porque a exposição é uma média ponderada da composição. O coeficiente da exposição no MQO é 1,19 no modelo com praça e exposição e 1,18 no modelo final
Linearidade (teste RESET de Ramsey)	$F = 100{,}8$; $p < 0{,}001$	O termo quadrático da exposição é positivo e significativo ($p < 0{,}001$) e eleva o R^2 fora da amostra de 0,397 para 0,418: a proporção fechada cresce mais que proporcionalmente onde a exposição é alta. O texto reporta efeitos médios
Heterocedasticidade (Breusch-Pagan)	$LM = 1.366$; $p < 0{,}001$	Inferência com erros-padrão robustos, agrupados
Autocorrelação entre janelas	Correlação do resíduo do mesmo município entre 2016–2021 e 2021–2026: −0,0002 (3.123 municípios)	Sem persistência municipal a tratar; erros agrupados por município mesmo assim
Dependência espacial	I de Moran do resíduo com praça e exposição: 0,05	Erros agrupados por microrregião e por UF (Tabela B2)

Fonte: elaboração própria. VIF: fator de inflação da variância; LM: estatística do multiplicador de Lagrange.

Tabela B2 – Equação do modelo final (MQO ponderado): coeficientes e erros-padrão sob três agrupamentos

Variável	Coeficiente	EP município	EP microrregião	EP UF
Exposição à rede	1,177	0,072	0,070	0,055
ln população	−0,072	0,006	0,006	0,011
Índice de renda	−0,014	0,002	0,002	0,002
Agropecuária no VAB	0,017	0,022	0,024	0,032
ln distância	−0,015	0,004	0,004	0,004
Participação BB	0,331	0,030	0,032	0,054
Participação BB × 2021–2026	−0,320	0,044	0,045	0,067
Participação Bradesco	−0,091	0,033	0,034	0,038
Participação Bradesco × 2021–2026	0,251	0,032	0,038	0,048
Participação Itaú	0,153	0,033	0,035	0,045
Participação Itaú × 2021–2026	−0,357	0,050	0,055	0,067

Fonte: elaboração própria. Também no modelo: participações da Caixa e do Santander e suas interações com a janela, logaritmo do número de agências no início, nível no REGIC, dummies de janela e de UF. $R^2 = 0{,}433$ (ajustado 0,428); 6.726 observações. EP: erro-padrão; BB: Banco do Brasil.

Tabela B3 – Seleção de variáveis: retirar uma variável por vez do modelo com todas as candidatas

Modelo	R^2 ajustado	R^2 fora da amostra	Erro fora da amostra
Todas as candidatas (sem composição)	0,374	0,360	0,1483
sem exposição	0,212	0,188	0,1671
sem ln população	0,360	0,342	0,1505
sem REGIC	0,360	0,343	0,1503
Eliminação para trás pelo erro fora da amostra	retira administração pública, Bolsa Família e capital; ganho de erro menor que 0,001		
Com composição de bancos × janela (MQO)	0,428	0,415	0,1419
Com composição, sem exposição (MQO)	0,402	0,379	0,1461

Fonte: elaboração própria. MQO ponderado; validação cruzada em cinco blocos agrupados por município. Candidatas: exposição, população, PIB per capita, massa salarial, salário médio, agropecuária, administração pública, 65 anos ou mais, Bolsa Família, distância, capital e REGIC. Retirar a população ou o REGIC piora o erro fora da amostra em cerca de 0,002; retirar qualquer outra variável de praça o muda em menos de 0,001; retirar a exposição o piora em 0,019.

Tabela B4 – Robustez do modelo da proporção fechada: ponderação e capitais

Especificação	Observações	Exposição (p.p. por d.p.)	População (p.p. por d.p.)	Índice de renda (p.p. por d.p.)
Praça e exposição, ponderado (principal para a exposição)	6.726	+15,9	−9,6	−2,3
Praça e exposição, sem ponderação	6.726	+12,7	−12,7	−2,5
Praça e exposição, sem capitais	6.672	+15,0	−8,2	−2,2
Final, ponderado	6.726	+15,2	−9,4	−2,4
Final, sem ponderação	6.726	+22,5	−14,8	−2,9
Final, sem capitais	6.672	+20,8	−8,7	−2,3

Fonte: elaboração própria. Modelo binomial fracionário; todos os efeitos com $p < 0,001$. Com a composição de bancos no modelo, o efeito isolado da exposição varia muito entre especificações, porque a composição explica 97% da exposição (83% ponderado); sem ela, o efeito é estável. Os efeitos de população e renda são estáveis em todas. Na ponderação principal, o maior município responde por 10,9% do peso e os dez maiores, por 27,6%.