



As elites parlamentares latino-americanas em 3D: Estado de bem-estar, Liberdades individuais e Liberalismo econômico

Manoel Leonardo Santos¹ 

João V. Guedes-Neto² 

Asbel Bohigues³ 

Breno A. H. Marisguia⁴ 

A escala esquerda-direita é uma boa *proxy* das opiniões das elites parlamentares da América Latina em questões econômicas e morais? Este artigo responde a essa questão usando duas estratégias: Análise de Componentes Principais e análises de regressão. O resultado mostra que quanto mais à direita no espectro ideológico, mais os parlamentares são, coerentemente, a favor do liberalismo econômico. Mas, contraditoriamente, mostram um tipo de liberalismo estranho: liberal na economia e conservador em liberdades individuais. Esse conservadorismo, em termos de valores morais, é fortemente determinado pela religiosidade.

Palavras-chave: ideologia; liberalismo; valores morais; elites parlamentares

Introdução⁵

A América Latina tem passado por mudanças políticas significativas nas últimas décadas. Com a eleição de Hugo Chávez em 1998, iniciou-se um movimento à esquerda

¹ Professor do Departamento de Ciência Política, Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas. Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte (MG), Brasil. E-mail: <manoel.leonardo.santos@gmail.com>.

² Professor Assistente da Escola Brasileira de Administração Pública e de Empresas da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro (RJ), Brasil. E-mail: <joao.neto@fgv.br>.

³ Professor de Ciência Política da Universitat de València, València, Espanha. E-mail: <asbel.bohigues@uv.es>.

⁴ Doutorando em Ciência Política na Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte (MG), Brasil. E-mail: <marisguiabreno@gmail.com>.

⁵ Agradecemos aos pareceristas anônimos da Revista Opinião Pública por suas críticas construtivas e sugestões valiosas. Seus comentários nos ajudaram a aprimorar significativamente a qualidade e a clareza deste estudo. Somos profundamente gratos pelo tempo e esforço investidos nas revisões dos manuscritos.

na região, tendência que prevaleceu durante os anos 2000. Em 2006, esse fenômeno culminou em um ciclo que marcou o triunfo da esquerda, abrangendo países como Chile, Brasil, Argentina, Uruguai, Bolívia, Peru, Nicarágua e Equador, que reelegeram seus presidentes ou escolheram sucessores alinhados as suas políticas. Contudo, essa tendência não perdurou, e em 2020, os governos de esquerda na região tornaram-se escassos.

Diversos autores argumentam que a guinada à esquerda foi impulsionada pela insatisfação popular com as reformas de mercado implementadas pelos governos de centro e de direita durante os anos 1990 (Cleary, 2006; Luna; Filgueira, 2009; Eaton, 2014). A economia, assim, seria a clivagem que direcionou essa mudança. No entanto, na década de 2010, Levitsky (2018) discute o surgimento de uma direita não liberal, a qual se aproxima do conservadorismo evangélico, reacionária à mobilização de pautas sociais como os direitos LGBTQ+ e das mulheres. Levitsky nos apresenta outra dimensão que, em sua perspectiva, ajuda a explicar essa transformação: uma clivagem baseada em valores morais. Essa clivagem fortalece o argumento de Power e Rodrigues-Silveira (2018), que, ao menos no caso brasileiro, destacam a existência de diferentes vertentes da direita, incluindo, entre outras, a direita liberal e a direita conservadora. Indo além, a literatura indica que temas morais têm sido inclusive motivo de conflito ideológico interno aos partidos da esquerda e da direita latino-americana (Guedes-Neto; Morgenstern, 2024). O debate, portanto, sugere que não há apenas uma clivagem econômica, mas múltiplas clivagens que configuram as noções de direita e esquerda na região.

De fato, embora a existência de ondas de tendências transnacionais seja amplamente consensual na literatura, os estudiosos frequentemente divergem quanto à conceituação de “esquerda” e “direita”. A variação nos conceitos por país, conforme demonstrado por Rosas (2010), também se aplica às análises longitudinais — seria quase heroico afirmar que a direita militar, que dominou a região até a terceira onda de democratização, é a mesma que implementou as reformas de mercado nos anos 1980 e 1990, ou que alcançou o poder no final da década de 2010.

A mesma confusão aplica-se à esquerda. Por exemplo, encontramos na literatura diversas tentativas de desenvolver classificações alternativas dos partidos latino-americanos que chegaram ao poder durante a guinada à esquerda (Schamis, 2006; Weyland, 2009; Ellner, 2012; Eaton, 2014; Cimini; Santos; Guedes-Neto, 2018), frequentemente resultando em quase tantos tipos ideais quantos os países governados por partidos de esquerda.

Esse debate levanta uma questão pertinente. Faz sentido utilizar a escala direita-esquerda como uma *proxy* para entender a dinâmica da competição política na América Latina? Em outras palavras, seria essa escala uma espécie de superpreferência, capaz de simplificar e condensar as múltiplas atitudes que coexistem nos sistemas políticos da região (Melo; Santos; Câmara, 2020)?

Tal ponderação tem sido objeto de debate desde que Downs (1957) apresentou sua versão de um modelo espacial para a competição partidária em democracias, fundamentado na pertinência de uma distribuição de eleitores e partidos em uma única dimensão, representada pela escala esquerda-direita. Mesmo a Escola de Michigan, com base em um *framework* teórico antagônico à escolha racional, também se orientou por um debate unidimensional (Campbell et al., 1980). Em um artigo publicado 50 anos após Downs, Mair (2007) argumenta que, embora a utilização da escala ainda seja válida, a distinção entre as posições de esquerda e direita tem se tornado, heurísticamente, cada vez mais difícil.

Se as variações entre países, e até mesmo dentro de um único país, sugerem que o espectro ideológico unidimensional pode não ser suficiente para compreender a política em sua complexidade — e a América Latina em particular —, como a literatura pode representar de forma acurada as principais divisões ideológicas?

Este artigo busca responder a essa questão por meio de duas abordagens. A primeira consiste em explorar as opiniões das elites parlamentares, considerando tanto questões econômicas quanto valores morais. A segunda visa avaliar se a clássica escala direita-esquerda consegue sintetizar essas opiniões, controlando por outras variáveis.

Utilizando os dados do Projeto de Elites Latino-Americanas (PELA-USAL)⁶ da Universidade de Salamanca (1994-2018), foram analisadas 867 entrevistas com legisladores de 16 países da região. Em outras palavras, avalia-se as clivagens ideológicas com base nas preferências daqueles que definem as políticas públicas em um dos níveis mais altos do processo decisório: a legislatura.

Os resultados indicam que a ideologia, considerada de forma unidimensional, realmente importa, *mas não explica tudo*. Embora o posicionamento na escala esquerda-direita seja um bom preditor das opiniões dos parlamentares, tanto no campo econômico quanto no dos valores morais, suas opiniões também são influenciadas pelo status socioeconômico e religiosidade, sendo esta última especialmente relevante no que diz respeito aos valores morais.

Espera-se, aqui, contribuir para a compreensão das dinâmicas ideológicas das elites na região de maneira sistemática, propondo e validando três dimensões empíricas que estruturam o posicionamento político dos parlamentares, transcendendo a dicotomia direita-esquerda: opiniões sobre estado de bem-estar social, liberdades individuais e liberalismo econômico. Essa abordagem multidimensional oferece uma visão mais detalhada e precisa das clivagens políticas na América Latina, incorporando maior complexidade e nuance à literatura especializada.

⁶ Disponível em: <<https://oir.org.es/pela/>>. Acesso em: 13 nov. 2024.

O artigo está organizado da seguinte forma: após esta introdução, a primeira seção discute o debate em torno dos argumentos de natureza econômica que dividem as opiniões entre direita e esquerda. A segunda seção resume os principais argumentos que sustentam que valores morais também são um componente essencial a ser considerado ao se analisar a política e as distinções entre direita e esquerda. Já a terceira seção aborda o desenho de pesquisa, enquanto a quarta apresenta os resultados obtidos por meio da Análise de Componentes Principais. Por sua vez, a quinta seção expõe os modelos de estimação, desvelando os resultados empíricos. Por fim, conclui-se com uma sumarização e discussão dos resultados.

Ideologia e economia: o papel do Estado

Estado de Bem-Estar Social

O debate em torno da clivagem direita-esquerda possui diversas facetas. No campo econômico, as discussões assumem várias formas, mas duas delas são de particular interesse neste artigo: o tamanho do Estado e a provisão de serviços públicos. Embora ambos possam parecer interligados, como nas discussões de Downs (1957) e em outras que se orientam pelo bipartidarismo norte-americano, sua integração não deve ser considerada um dado incontestável.

No debate sobre a América Latina, no final dos anos noventa, como consequência das reformas adotadas na região, Roberts (2008) identifica o crescimento da oposição à liberalização econômica, o renascimento de protestos sociais e alternativas populistas. Contudo, ao reivindicar um conjunto ampliado de direitos de cidadania social, esses movimentos à esquerda também contestam os termos sob os quais os setores populares foram reincorporados politicamente nos novos regimes democráticos da década de 1980. Isso caracteriza o que o autor denomina como o “segundo processo histórico de incorporação política de massa” na América Latina (Roberts, 2008, p. 330).

Pensando dessa forma, na América Latina, a questão econômica não está circunscrita ao tamanho do Estado, mas é também mediada por demandas de reconhecimento de identidades e de cidadania, sendo o Estado o principal provedor de direitos básicos. Isso nos leva à segunda dimensão, que diz respeito ao papel do Estado na promoção do bem-estar social. Nesse aspecto, o principal interesse é entender em que medida o Estado deve prover serviços e bens públicos — como saúde, educação e aposentadorias —, ou se essas esferas devem ser deixadas a cargo da iniciativa privada. A literatura sobre o *welfare state* oferece aqui a melhor síntese: para a esquerda, o Estado deve ser o provedor de bem-estar; já para a direita, o indivíduo deve ter autonomia para buscar esses bens e serviços no segundo setor.

No entanto, os contextos de desigualdades sociais na América Latina e visibilidade das instituições de *welfare* em cada país demandam cautela na importação do conceito de clivagem ideológica norte-americano. Considere, por exemplo, a classificação das direitas elaborada por Power e Rodrigues-Silveira (2018) para compreender o caso brasileiro. Entre as categorias, destaca-se a “direita pragmática”, composta por políticos fisiológicos que utilizam a provisão de serviços para garantir sua eleição. Por outro lado, na Europa, a extrema-direita atrai o eleitorado da classe trabalhadora justamente a partir da promessa de acesso a serviços públicos que, devido à questão da imigração, são vistos como escassos (Coffé; Heyndels; Vermeir, 2007; Han, 2016).

Para além disso, a visibilidade do Estado em relação aos serviços de bem-estar — entendida como a facilidade com que os cidadãos percebem o papel e a responsabilidade do Estado por um determinado serviço ou programa social — impacta significativamente a dimensão ideológica, conforme aponta Marisguia (2022). Segundo o autor, quanto maior o gasto do Estado com políticas sociais, menor é a probabilidade de os latino-americanos concordarem com a afirmação de que “o Estado deve implementar políticas fortes para reduzir a desigualdade social”⁷.

Esse efeito é significativamente mais pronunciado entre indivíduos posicionados à direita do espectro ideológico. Em um cenário hipotético de zero gasto social, ser de direita está associado a uma chance de concordância com a afirmação de 78,36%. No entanto, cada acréscimo de 1% nos gastos sociais por parte do Estado está associado a uma redução *drástica* de 5,61% nessas chances. Portanto, o grau de ação estatal e a estrutura dos programas sociais parecem influenciar as preferências ideológicas (Marisguia, 2022).

Com as ressalvas apontadas nesta revisão, propomos a hipótese de que, *quanto mais à esquerda o legislador se autoposiciona, maior será sua preferência por políticas de bem-estar social* (H_1). No entanto, devido aos ruídos causados pela presença de uma direita pragmática (Power; Rodrigues-Silveira, 2018) e de uma direita similar à extrema-direita europeia (Hunter; Power, 2019), o peso substantivo dos resultados deve ser limitado e, portanto, interpretado com parcimônia.

⁷ Utilizando dados do *Latin American Public Opinion Project*, o autor analisou 86.047 entrevistas realizadas em 15 países latino-americanos, cobrindo os anos de 2012, 2014, 2016 e 2018. Testando o impacto de diversos fatores na concordância com a afirmação “o Estado deve implementar políticas firmes para reduzir a desigualdade de renda entre ricos e pobres”, foi encontrado que quanto maior o gasto social, maior o impacto negativo nas chances de se concordar com tal afirmação. Este efeito é observado tanto em entrevistados à direita quanto entre aqueles à esquerda no espectro ideológico, embora seja mais acentuado à direita. Em um cenário hipotético de 0% de gasto social, ser de direita está associado a uma chance de concordância de 78,36%. Contudo, cada aumento de 1% em gastos sociais leva a uma queda de 5,61% nas chances.

Redução do Estado

O mesmo cuidado é necessário ao se analisar o espectro político no que diz respeito ao tamanho do Estado. Consideremos o exemplo das privatizações de empresas estatais, uma das principais políticas do receituário liberal adotadas na região, especialmente a partir do Consenso de Washington (Williamson, 2009). Essas empresas são, em grande parte, herança de um modelo desenvolvimentista caracterizado pela industrialização por substituição de importações. No entanto, o estudo de Murillo (2002) revela que, na América Latina, as políticas de privatização não foram exclusividade de governos de direita — como no Chile de Pinochet, na Nicarágua de Chamorro, e em El Salvador sob o comando de Calderón.

Essas políticas também foram adotadas por partidos populistas que, anteriormente, propunham e implementavam políticas nacionalistas. Decerto, encontramos processos de privatização na Bolívia, governada pelo Movimento Nacional Revolucionário, na Argentina sob os Peronistas, na Venezuela sob a liderança da Ação Democrática, e no México sob o Partido Revolucionário Institucional.

Em que medida, pois, o viés político e ideológico determina tais políticas? Segundo Murillo (2002), apesar da convergência em direção à privatização dos serviços públicos na América Latina, há variações importantes de implementação, guiadas pelo viés político, que merecem ser observadas, pois moldam a escolha das instituições negociadas assim como as condições de venda.

Da mesma forma, Madrid (2010) demonstra que diferenças dentro de um mesmo campo ideológico são possíveis; o que, na América Latina, pode ser o resultado de questões geracionais. O autor argumenta que os partidos de esquerda mais antigos tendem a ser moderados e orientados para o mercado em comparação aos movimentos de esquerda mais jovens.

Os partidos mais antigos enfrentaram intensas pressões políticas e econômicas para adotar políticas de mercado no final da década de 1980, no início e meados da década de 1990. Como resultado, muitos deles abandonaram as políticas intervencionistas estatais que tradicionalmente defendiam e se moveram em direção ao centro político. Por outro lado, os movimentos de esquerda mais recentes surgiram em um momento em que o desencanto público com as políticas neoliberais havia crescido, e a pressão de instituições financeiras e investidores internacionais para adotá-las era menos intensa. Assim, os novos movimentos se posicionaram efetivamente contra as políticas de mercado em vez de se alinhar a elas (Madrid, 2010).

Na América Latina, os resultados também são contraditórios. Panizza e Yáñez (2005), ao investigarem as opiniões dos eleitores sobre as reformas neoliberais em um estudo transversal, não encontraram evidências de que aqueles posicionados à esquerda

rejeitam as reformas de mercado. Uma implicação intrigante desse estudo é que esses eleitores não parecem, necessariamente, se opor ao neoliberalismo. Em contrapartida, Magaloni e Romero (2008) encontraram resultados mais alinhados com a expectativa da clivagem econômica: os autores demonstram que, mantendo o desempenho econômico constante, os eleitores que apoiavam partidos de esquerda eram significativamente mais propensos a se opor a tais reformas, enquanto os de direita tendiam, contrariamente, a apoiá-las.

Mais uma vez, tomando o devido cuidado, nossa segunda hipótese afirma: *quanto mais à direita o legislador se autoposiciona, maior será sua preferência por um Estado menor* (H₂). Tamanha cautela é necessária visto o alinhamento dos partidos antigos de esquerda ao centro econômico. No entanto, esperamos que o efeito da perspectiva unidimensional sobre essa clivagem seja mais pronunciado do que no caso das políticas de bem-estar social.

Ademais, seguindo a distinção dos pilares extraídos da literatura latino-americanista, temos como hipótese que *as questões do campo ideológico-econômico devem ser divididas em pelo menos dois debates: 1) o tamanho do Estado e 2) as preferências sobre o papel do Estado na provisão do bem-estar social* (H₃). Em outras palavras, o pensamento econômico na região não é necessariamente unidimensional, e exige uma análise mais complexa do que a convencional. Isto se mantém ainda que ambos possam ser previstos, com graus diferentes, pela escala de esquerda e direita.

Ideologia e valores liberais não econômicos

A literatura sobre valores morais é ampla e diversificada, mas apresenta uma importante convergência. Desde o trabalho pioneiro de Lipset (1959) até estudos mais recentes, como o de Dion e Díez (2017), o campo especializado, em grande medida, assume que as elites reagem a forças exógenas, em vez de serem motivadas por suas próprias posições — uma característica pouco provável no processo legislativo. No entanto, essa literatura possui duas características principais: 1) geralmente se concentra em questões específicas, ao invés de considerar e comparar diferentes liberdades individuais; 2) aborda a questão a partir da perspectiva do eleitor/cidadão, raramente focando nas elites políticas. Nos próximos parágrafos, demonstramos como os estudos sobre três políticas diferentes relacionadas a valores liberais não econômicos apresentam resultados convergentes.

Casamento entre pessoas do mesmo sexo

Um dos fatores relevantes para o apoio à regulamentação do casamento entre pessoas do mesmo sexo é a modernização, discutida pela literatura internacional com base na ideia de que, ao longo do tempo, a população jovem tende a se tornar mais liberal — um efeito longitudinal e geracional (Andersen; Fetner, 2008; Baunach, 2012). No entanto, estas não são as únicas variáveis sugeridas pela literatura. Lipset (1959), por exemplo, explora o vínculo entre classe social e afiliação religiosa para explicar o comportamento conservador da classe trabalhadora. Sherkat et al. (2010) também identificam o vínculo entre religião e atitudes conservadoras ao analisarem a questão racial, observando que, nos Estados Unidos, negros tendem a participar de denominações mais conservadoras. De forma geral, a literatura é coesa ao associar religiosidade à oposição ao casamento homossexual (Herek, 1987; Soule, 2004; Olson et al., 2006).

Na América Latina, os estudos de Miranda (2011), Maldonado (2015) e Dion e Díez (2017) confirmam a expectativa internacional de que maior frequência em serviços religiosos está associada a uma maior oposição ao casamento entre pessoas do mesmo sexo. A literatura também aponta aspectos de modernidade como fatores que influenciam essa posição, indicando que os mais pobres, com menor escolaridade e residentes em áreas rurais, são os mais propensos a rejeitar essa união (Lodola; Corral, 2010; Boidi, 2013; Marcano, 2013; Montalvo; Saunders, 2015).

Aborto

Também para este tópico, a modernidade é um fator determinante na literatura internacional relacionada à legalização. Especialmente entre os Democratas nos Estados Unidos, os anos entre 1973 e 1994 foram marcantes para a mudança da opinião pública sobre o tema (Adams, 1997). Outros aspectos de modernização, como a presença crescente de mulheres no mercado de trabalho e acréscimos na renda per capita também influenciam a aprovação dessa política nos estados americanos (Mooney; Lee, 1995). Além disso, a religiosidade surge como um fator determinante — relação exposta pelo estudo longitudinal de Kreitzer (2015).

Viterna (2012) analisa o caso de El Salvador a partir das leis sobre o aborto. A autora argumenta que a aproximação entre a Frente Farabundo Martí para a Libertação Nacional (FMLN) e a Igreja Católica mudou drasticamente o discurso da antiga organização guerrilheira de esquerda. Quando no poder, a FMLN permitiu o desenvolvimento de leis rigorosas contra o aborto, em vez de promover a agenda feminista. Kampwirth (2008) apresenta uma narrativa semelhante para o caso da Nicarágua.

Gênero é frequentemente introduzido como um preditor de valores liberais não

econômicos, especialmente em estudos relacionados ao aborto (Jennings; Farah, 1981; Huddy; Terkildsen, 1993; Dolan, 1998; Medoff; Dennis, 2011). No entanto, Kaufmann e Petrocik (1999) argumentam que homens e mulheres tendem a ter posições semelhantes sobre o tema. Schlozman et al. (1995) analisam um conjunto de dados diferente no mesmo período e descobrem que os homens são menos politicamente engajados, mas mais favoráveis ao aborto do que as mulheres. Logo, nessa interpretação, homens e mulheres apresentam comportamentos médios distintos, tanto como eleitores quanto como políticos, ao menos em relação ao aborto.

Na América Latina, pesquisas anteriores também identificaram o impacto do feminismo, das bancadas femininas no congresso e dos grupos de interesse das mulheres nas políticas de aborto (Hahner, 1985; Franceschet, 2003; Santos, 2004; Pribble, 2006; Mazur; McBride; Hoard, 2016).

Drogas

A descriminalização do uso de drogas é um tópico menos estudado, mas alguns resultados podem ser destacados. Tedin (1980) discute mudanças geracionais ao comparar as atitudes políticas de adolescentes e seus pais. Embora seus dados sejam limitados (183 adolescentes e 322 pais em Iowa, em 1972), os resultados refletem uma tendência comum: os adolescentes tendem a ser consideravelmente mais liberais em relação às leis sobre a maconha do que seus pais. Outras explicações para as preferências em relação à descriminalização das drogas no mesmo período incluem o acesso ao ensino superior (Knoke, 1979) e a autoidentificação como liberal (Conover; Feldman, 1981).

Utilizando dados de opinião pública na América Latina, Boidi, Queirolo e Cruz (2015) analisaram o apoio à liberalização da maconha no Uruguai, quando o país se tornou o primeiro a regular seu uso na região. Eles observaram que, embora a maioria das pessoas apoiasse o aborto e o casamento entre pessoas do mesmo sexo — atitudes explicadas principalmente pelo posicionamento à esquerda e pela aprovação do governo — havia um ceticismo em relação à política de drogas. Alcántara e Rivas (2013) obtiveram resultados semelhantes ao analisar deputados da Argentina, Equador, El Salvador, Guatemala e Nicarágua em 2012. Embora a maioria dos entrevistados se opusesse a essa política, o posicionamento à esquerda aumentava a probabilidade de favorecê-la.

Liberdades individuais

Em resumo, há uma considerável convergência entre os estudos realizados na América Latina e em outras regiões. Salvo notáveis exceções, eles sugerem que renda,

religiosidade, idade e ideologia são preditores de atitudes liberais não econômicas. Indivíduos mais velhos e mais pobres tendem a ser mais conservadores, assim como os membros de partidos de direita. Além disso, a afiliação e o engajamento religioso também funcionam como fortes variáveis explicativas, embora não seja possível identificar com precisão quais religiões ou denominações conduzem a opiniões mais conservadoras.

Aqui, testamos essas mesmas variáveis com o objetivo de identificar os preditores da preferência das elites latino-americanas por políticas relacionadas às liberdades individuais. Retomando o debate unidimensional, propomos que, *quanto mais à direita o legislador se autoposicionar, menor será sua preferência por liberdades individuais no que se refere a políticas sobre valores morais* (H₄). Isso complementa nossa discussão sobre as dimensões do debate ideológico na América Latina. Em outras palavras, apesar dos diferentes níveis de previsibilidade da escala esquerda-direita, há uma complexidade no pensamento regional que sugere a existência de três dimensões principais: 1) o tamanho do Estado, 2) o estado de bem-estar social e 3) as políticas morais.

Desenho de pesquisa

Esta pesquisa inclui 867 entrevistas com parlamentares de 16 países latino-americanos⁸, entre 2012 e 2017, seguindo critérios amostrais proporcionais ao total de deputados por partido político em cada país. A frequência percentual por partido, para cada país, pode ser consultada na documentação suplementar online⁹.

É importante ressaltar que a amostra apresenta algumas limitações que devem ser consideradas na interpretação dos resultados. Devido à variabilidade proporcional entre diferentes países e à dificuldade de garantir uma representatividade robusta em todos os contextos, a amostra não é idealmente representativa da região em nível agregado. Tais desafios são, em grande parte, inevitáveis, dado o contexto específico de coleta de dados em países tão diversos quanto os incluídos nesta análise. Portanto, as conclusões e inferências apresentadas devem ser interpretadas com cautela, levando em conta as possíveis distorções decorrentes dessas restrições.

A exploração inicial foi realizada utilizando a Análise de Componentes Principais (ACP), devido ao grande número de questões selecionadas. Essa análise envolveu 13 questões, abrangendo as opiniões dos parlamentares sobre temas econômicos e valores

⁸ Argentina (2012), Paraguai (2013), Honduras (2014), Costa Rica (2014), Panamá (2014), Colômbia (2014), Chile (2014), Uruguai (2015), Bolívia (2015), México (2016), Guatemala (2016), Venezuela (2016), República Dominicana (2017), Equador (2017), Nicarágua (2017) e El Salvador (2015).

⁹ Disponível em: < <https://marisguia.github.io/supplementary/op3d.html> >.

morais. A ACP foi capaz de reduzir as 13 questões selecionadas a três componentes principais, que refletem as opiniões dos parlamentares em relação a: 1) o estado de bem-estar social; 2) as liberdades individuais; e 3) o tamanho e o papel do Estado (liberalismo econômico).

Para testar se a escala unidimensional direita-esquerda de fato é uma super preferência que sintetiza as opiniões dos parlamentares, foram realizados testes econométricos visando esclarecer se o autoposicionamento do parlamentar na escala direita-esquerda é um bom preditor de suas opiniões nas três dimensões identificadas pela ACP, controlando por outras variáveis.

Optou-se por realizar regressões log-gama com efeito fixo ao nível dos países, a fim de controlar por características não observadas, singulares a cada região, mas que se mantêm constantes através do tempo, como diferentes instituições (formais e informais), estrutura dos programas sociais, composição territorial, aspectos culturais e históricos.

Embora modelagens multiníveis também tenham sido realizadas, optou-se por dar ênfase à análise dos resultados advindos dos modelos log-gama, pois, embora os resultados das regressões multiníveis fossem semelhantes aos dos modelos com efeitos fixos, os primeiros não atenderam aos requisitos das suposições de linearidade, normalidade dos resíduos e homoscedasticidade. Os testes de pressupostos aos quais os modelos multiníveis foram submetidos estão expostos no suplemento online.

É importante ressaltar que a alta similaridade entre os resultados obtidos pelos testes multiníveis e pelos modelos log-gama com efeitos fixos pode ser interpretada como um indicativo da robustez dos dados e da consistência das relações observadas entre as variáveis, sugerindo que as conclusões não são sensíveis à escolha de diferentes ferramentas econométricas e reforçando a confiança nas conclusões apresentadas.

Nesta mesma linha, também foram realizados testes de robustez com modelos log-gama sem a presença dos efeitos fixos, que podem ser visualizados nos Anexos 3 (Tabelas A3 e A4). Novamente, os resultados se mantêm virtualmente inalterados, corroborando a robustez das inferências.

Análise de Componentes Principais

Variáveis selecionadas

Considerando os achados da literatura consultada, foram selecionadas 13 variáveis que refletem as opiniões dos parlamentares sobre o papel do Estado na regulação da economia, na promoção do bem-estar e em valores morais relacionados às liberdades individuais. São elas: Estado-mercado; indústria; bem-estar; geração de empregos;

desigualdades entre ricos e pobres; aposentadorias; saúde; universidades; desigualdade de gênero; desigualdade indígena; casamento igualitário; drogas e aborto. Todas as variáveis são contínuas e discretas, as tornando adequadas para a técnica de análise de componentes principais. Nos Anexos (Quadro A1), encontram-se detalhes sobre as perguntas e a operacionalização das variáveis selecionadas para essa análise.

Correlações e testes de adequação da amostra

Segundo a literatura especializada, a maioria das correlações entre as variáveis do modelo deve apresentar valores superiores a 0,30 (Tabachnick; Fidell, 2007). Das 78 correlações possíveis entre as 13 variáveis, apenas 33 (42,3%) apresentaram correlação de Pearson $\geq 0,30$, enquanto 45 (57,7%) não cumpriram esse requisito (Tabela 1). No entanto, a mesma tabela revela um dado favorável à adequação da amostra: apenas 9 (11,5%) das correlações não foram estatisticamente significativas. Portanto, embora o primeiro requisito não seja atendido em termos de magnitude, é importante notar que 88,5% das correlações apresentaram significância estatística.

Tabela 1 – Magnitude e nível de significância da matriz de correlações

Magnitude das correlações		Nível de significância das correlações		
≥ 0.30	< 0.30	** 0.01	* 0.05	Não significativo
33 (42,5%)	45 (57,7%)	64 (82,0%)	5 (6,5%)	9 (11,5%)

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do PELA.

** Correlação significativa a 0.01 (2-caudas). * Correlação significativa a 0.05 (2-caudas).

A observação da matriz de correlação revela que as três variáveis responsáveis pela maioria das correlações abaixo de 0,30 são: Casamento igualitário, Aborto e Drogas. A supressão dessas variáveis certamente ajustaria a amostra ao requisito de que a maioria das correlações esteja acima de 0,30, mas a decisão de mantê-las no modelo se justifica por duas razões.

A primeira é de natureza teórica, pois é fundamental verificar a relevância dessas variáveis na opinião dos parlamentares. A segunda está amparada nos testes reportados abaixo. Note-se que, mesmo com a manutenção dessas variáveis, a amostra satisfaz os requisitos do teste de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) e do *Bartlett's Test of Sphericity* (BTS). Enquanto o primeiro, responsável por avaliar a medida de adequação da amostra, apresentou um resultado de 0,83 — superior ao valor crítico de 0,60 —, classificando a

amostra como boa¹⁰ para análise, o segundo teve resultado estatisticamente significativo ($p < 0,001$), confirmando que os dados são adequados ao tipo de análise aqui empreendida.

De forma complementar, reportamos que a análise de comunalidades também confirmou a adequação do modelo. As comunalidades representam a proporção da variância de cada variável incluída na análise que é explicada pelos componentes extraídos. A literatura geralmente sugere que o valor mínimo aceitável para as comunalidades é 0,50. No entanto, no conjunto de variáveis aqui consideradas, esse valor não é atingido, o que reforça a adequação dos dados para esse tipo de análise¹¹.

Eigenvalues e variância acumulada

A análise da variância acumulada tem por objetivo determinar o número de fatores que devem ser extraídos. Os resultados da variância acumulada são bastante satisfatórios. A Tabela 2 mostra que o primeiro fator extraído explica 36,98% da variância, o segundo 17,26% e o terceiro 10,22%. Juntos, os três fatores mais importantes acumulam 63,57% da variância total. Esse valor é compatível com o critério geralmente aceito pela literatura, que sugere continuar extraindo fatores até captar pelo menos 60% da variância total acumulada.

Tabela 2 – Total da variância explicada

Componente	<i>Eigenvalues</i>			Extração das Somas dos Quadrados das Cargas		
	Total	% variância	% acumulado	Total	% variância	% acumulado
1	4,691	36,084	36,084	4,691	36,084	36,084
2	2,244	17,264	53,349	2,244	17,264	53,349
3	1,330	10,228	63,577	1,330	10,228	63,577

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do PELA (2012-2018).

¹⁰ 10 Fatores com eigenvalue < 1 foram omitidos por questão de extensão.

¹⁰ O KMO varia entre 0 e 1, sendo que, quanto mais próximo de 1, melhor. Palant (2007) sugere 0,60 como um limite razoável. Friel (2009) propõe a seguinte escala para interpretar o valor da estatística KMO: entre 0,90 e 1,0, excelente; entre 0,80 e 0,89, bom; entre 0,70 e 0,79, mediano; entre 0,60 e 0,69, medíocre; entre 0,50 e 0,59, ruim; e entre 0 e 0,49, inadequado. Hair et al. (2006) sugerem 0,50 como patamar aceitável. Ver também Figueiredo Filho et al. (2013).

¹¹ As estatísticas dos testes e da análise de comunalidades podem ser consultadas nos Anexos (Tabelas A1 e A2).

O critério de Kaiser sugere que sejam considerados como fatores válidos apenas aqueles com *eigenvalue* > 1. No caso, o primeiro fator apresenta um *eigenvalue* de 4,70, o segundo de 2,24 e o terceiro de 1,33. A partir do quarto fator, os valores não superam o patamar determinado, indicando que a extração deve ser interrompida e que os demais fatores podem ser descartados.

Matrizes e cargas fatoriais

Foram realizados testes de adequação da amostra, os quais indicaram que o modelo é bastante satisfatório. A matriz apresentada na Tabela 3 permite identificar quais variáveis têm maior contribuição para cada um dos três componentes extraídos. A tabela mostra as cargas fatoriais de cada variável em relação a cada componente.

Tabela 3 – Matriz não rotacionada e carga fatorial por componente

Variáveis	Componentes		
	1	2	3
<i>Estado-mercado</i>	-,437	-,298	,536
<i>Indústria</i>	-,486	-,204	,652
<i>Bem-estar</i>	,733	-,182	-,039
<i>Geração de empregos</i>	,636	-,126	-,409
<i>Desigualdades entre ricos e pobres</i>	,698	-,044	,137
<i>Aposentadorias</i>	,686	-,113	-,071
<i>Saúde</i>	,724	-,207	,067
<i>Universidades</i>	,745	-,163	,048
<i>Desigualdade de gênero</i>	,757	-,063	,428
<i>Desigualdade indígena</i>	,766	-,088	,415
<i>Casamento igualitário</i>	,187	,822	,127
<i>Drogas</i>	,132	,800	,205
<i>Aborto</i>	,271	,809	,060

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do PELA (2012-2018).
Método de extração: Análise de Componentes Principais. 3 componentes extraídos.

Primeiramente, foram analisadas as cargas fatoriais de cada variável em relação a todos os componentes extraídos. Utilizamos como referência o valor de 0,50, a fim de evitar problemas de indeterminação na análise da contribuição de cada variável para cada fator. Dessa forma, o primeiro componente é significativamente influenciado pelas variáveis: *bem-estar; geração de empregos; desigualdades entre ricos e pobres; aposentadorias; saúde; universidades; desigualdade de gênero; e desigualdade indígena*. O segundo componente é fortemente impactado pelas variáveis referentes a *casamento igualitário, drogas e aborto*. Já o terceiro componente é principalmente determinado pelas variáveis que mensuram *Estado-mercado e indústria*.

As opiniões em três dimensões

Consideramos relevantes para uma dimensão as variáveis cujas cargas fatoriais são superiores a 0,5. As oito variáveis com maiores cargas fatoriais para o componente 1 são aquelas relacionadas à oferta de políticas públicas pelo Estado. Essas questões buscam avaliar em que medida os parlamentares acreditam que o Estado deve ser responsável pela promoção do bem-estar social. As variáveis que contribuem para a dimensão 1 incluem: *bem-estar; geração de empregos; desigualdades entre ricos e pobres; aposentadorias; saúde; universidades; desigualdade de gênero; e desigualdade indígena*.

Em outras palavras, essas variáveis refletem as áreas em que os parlamentares consideram essencial a presença do Estado, oferecendo políticas que garantam esses direitos. Assim, a criação de empregos, a redução das desigualdades de renda, gênero e etnia, o financiamento de aposentadorias, a atenção à saúde e a educação são as preferências reunidas nesta dimensão, que denominaremos "*estado de bem-estar social*".

Na dimensão 2, as variáveis com maiores cargas fatoriais foram três, todas relacionadas às liberdades individuais. Essas questões buscam avaliar em que medida o respondente concorda que essas liberdades devem ser respeitadas. As variáveis incluem: *casamento igualitário; drogas; e aborto*. Esses fatores indicam o grau de concordância dos parlamentares em relação à legalidade do casamento entre pessoas do mesmo sexo, à descriminalização do uso de drogas e à descriminalização do aborto. Os três elementos refletem direitos individuais geralmente aceitos em democracias ocidentais desenvolvidas. Em outras palavras, representam opiniões favoráveis a valores liberais não econômicos. Assim, denominamos essa dimensão "*liberdades individuais*".

Por fim, a dimensão 3 é composta por duas variáveis: *estado-mercado e indústria*. Essas variáveis tratam de aspectos cruciais da economia, como o papel do Estado na regulação econômica e o tamanho do Estado. A primeira variável avalia se o parlamentar prefere uma economia mais regulada pelo Estado ou pelo mercado. A segunda investiga se o parlamentar acredita que as principais indústrias do país devem ser de propriedade

estatal ou privada. Por essas variáveis representarem a dimensão econômica do liberalismo, denominamos essa dimensão “*redução do Estado*” ou “*liberalismo econômico*”.

Em suma, as 13 variáveis selecionadas foram reduzidas a três dimensões (variáveis latentes) que agrupam, por semelhança, as opiniões dos parlamentares em três importantes temas político-econômicos: estado de bem-estar social, liberdades individuais e liberalismo econômico. Com essa distribuição dos posicionamentos em três dimensões, é possível confirmar dois argumentos teóricos propostos neste artigo. O primeiro, representado pela H_3 , considera a complexidade do pensamento econômico latino-americano, que exige a divisão dos posicionamentos em duas dimensões: uma para o tamanho do Estado e outra para as preferências em relação ao estado de bem-estar social. O segundo argumento é a relevância de se considerar três dimensões ideológicas na região. O próximo passo é verificar se as características dos parlamentares influenciam suas preferências.

As características dos parlamentares como preditoras de suas preferências

Nesta seção, o objetivo é explorar possíveis preditores das preferências dos parlamentares nos três componentes extraídos na análise de componentes principais. Em outras palavras, buscamos determinar se as características dos parlamentares são capazes de prever suas preferências em relação ao estado de bem-estar social, à preservação das liberdades individuais e ao liberalismo econômico (tamanho do Estado).

Variáveis dependentes

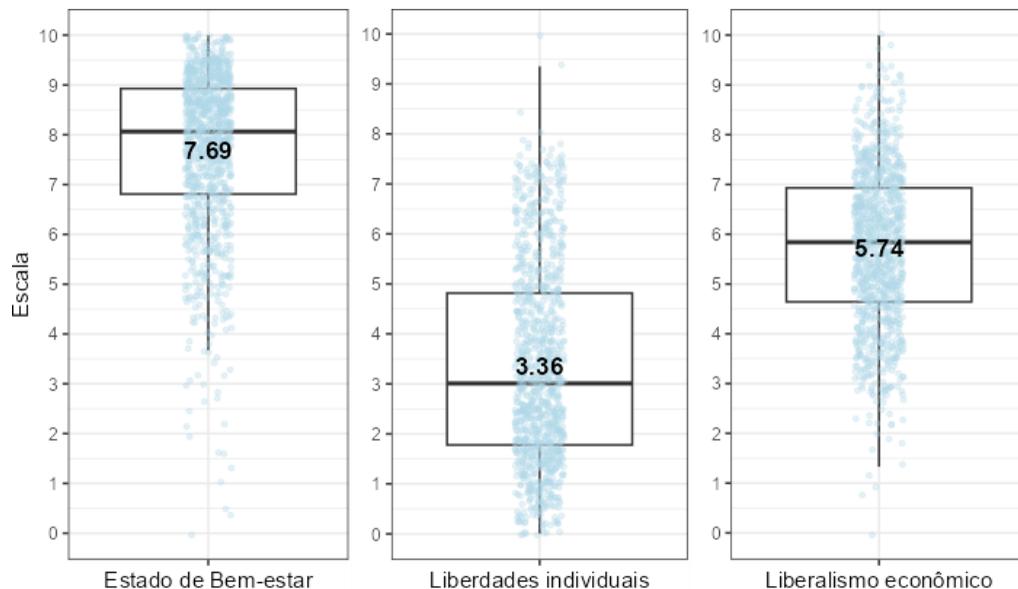
As variáveis dependentes, como mencionado anteriormente, são os escores atribuídos aos parlamentares para os três componentes extraídos da análise de componentes principais. Como os escores resultantes da extração estão padronizados (média 0, desvio-padrão 1) e são medidos em desvios-padrão, a análise descritiva substantiva pode se tornar pouco intuitiva. Para facilitar a interpretação, os valores padronizados foram convertidos para uma escala contínua de 0 a 10.

No componente 1, denominado “estado de bem-estar”, parlamentares com valores altos expressam preferências intensas por um amplo papel do Estado em múltiplas áreas de atuação. Por outro lado, valores baixos nessa escala indicam parlamentares que preferem um Estado com menor participação na oferta de políticas públicas. No componente 2, denominado “liberdades individuais”, deputados com valores altos são aqueles que defendem mais intensamente a liberdade dos indivíduos, incluindo o

casamento entre pessoas do mesmo sexo, a descriminalização das drogas e o reconhecimento do aborto como uma escolha legítima. Esses parlamentares são defensores dos valores liberais não econômicos. Seus opositores, com valores baixos nessa variável, tendem a ser mais conservadores. Por fim, no componente 3, denominado “redução do Estado”, parlamentares com valores altos preferem uma economia regulada pelo mercado, em vez de pelo Estado, e defendem um Estado mínimo.

A Figura 1 apresenta a representação descritiva da distribuição das preferências dos parlamentares em cada uma das dimensões extraídas da análise de componentes principais, que, nesta seção, são nossas variáveis dependentes. Observa-se que a maior mediana, 7,69 (em uma escala de 0 a 10), está no componente 1, “estado de bem-estar”, indicando que os parlamentares latino-americanos têm, predominantemente, uma preferência por um Estado atuante, que promova políticas públicas nas áreas sociais e que vise diminuir desigualdades. A média dessa distribuição é 7,09, um pouco abaixo da mediana, com um desvio padrão de 1,74.

Figura 1 – Boxplot das variáveis dependentes



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do PELA (2012-2018).

Na dimensão “liberdades individuais”, a mediana é bastante baixa, 3,36. A média desse componente é 3,34, com um desvio-padrão de 2,03, que é maior que a primeira distribuição. Esses dados revelam a pouca adesão dos parlamentares ao reconhecimento

das liberdades individuais nos países analisados, além de uma maior dispersão nas opiniões dos respondentes. Esse resultado é compatível com a literatura que aponta para uma elite conservadora na região.

Por fim, no componente 3, "liberalismo econômico", as opiniões dos parlamentares estão divididas, como evidenciado pela mediana de 5,74, que se aproxima do valor intermediário da escala de 1 a 10. A média dessa distribuição é 5,65, muito próxima da mediana, o que é corroborado pelo baixo desvio-padrão de 1,47. Entre os três componentes, essa é a distribuição na qual média e mediana são as mais próximas, e, como esperado, o desvio-padrão é o menor. Esses dados revelam opiniões divididas entre os parlamentares quanto às suas preferências por um Estado interventor na economia ou por um Estado mínimo.

Nos três componentes é possível observar uma variância significativa. No primeiro componente, a variância é de 3,02; no segundo, de 4,11; e no terceiro, de 2,17. Visualmente, essa dispersão pode ser identificada ao observar o número de outliers nos três componentes expostos na Figura 1. Essa dispersão nas distribuições pode ter impacto na análise, pois valores discrepantes podem distorcer a análise multivariada. No entanto, não foram detectados *outliers* extremos. Portanto, as distribuições serão mantidas sem a exclusão de nenhum caso. Para testar mais criteriosamente as distribuições, foram realizados testes de normalidade de Kolmogorov-Smirnov.

A Tabela 4 apresenta as estatísticas relativas aos testes de normalidade (Kolmogorov-Smirnov¹²) para as três distribuições. Somente no caso da distribuição do componente 3 é possível assumir que a distribuição pode ser considerada semelhante a uma distribuição normal (não rejeitar H_0). Nos componentes 1 e 2, por outro lado, não se pode assumir que os dados seguem distribuições normais. Nesses casos, deve-se adotar a hipótese alternativa H_1 , segundo a qual os dados não seguem uma distribuição normal.

Tabela 4 – Testes de normalidade

Testes de Normalidade - Kolmogorov-Smirnov ^a											
Estado de bem-estar	Stat.	df	Sig.	Liberdades individuais	Stat.	df	Sig.	Liberalismo econômico	Stat.	df	Sig.
	,072	1040	,000		,079	1040	,000		,023	1040	,200*

Fonte: elaboração própria, com base nos dados do PELA (2012-2018).

* lower bound da significância real. ^a Lilliefors Significance Correction.

¹² No teste de Kolmogorov-Smirnov, H_0 = Os dados seguem uma distribuição normal e H_1 = Os dados não seguem uma distribuição normal.

Os testes de normalidade recomendam que se evite o uso do modelo multinível, assim como os testes de pressupostos OLS apresentados no suplemento online. Sendo assim, embora reportemos o modelo multinível neste artigo, o modelo linear generalizado com função log-gama com efeitos fixos por país representará as explicações substantivas dos resultados.

Variável independente

Verifica-se o autopoicionamento do parlamentar na escala esquerda-direita (Ideologia). O objetivo é avaliar em que medida o autopoicionamento pode ser um bom preditor de suas preferências nas três diferentes dimensões sob escrutínio. Retomando as hipóteses elaboradas na seção teórica deste artigo, espera-se que, quanto mais à direita um parlamentar se autopoiciona, menor seja sua preferência por um estado de bem-estar (H_1). Em contrapartida, espera-se que, quanto mais à direita, maior seja sua preferência pelo liberalismo econômico (H_2). Por fim, nossa expectativa teórica é que, quanto mais de direita for o legislador, menor seja sua preferência por liberdades individuais no campo moral (H_4).

Controles

O primeiro bloco de variáveis de controle é formado pelas características sociodemográficas dos deputados: *idade; religiosidade; sexo (feminino); salário*¹³; *escolaridade; e estudo no exterior (dummy)*. Já o segundo bloco, por características do *background* profissional do parlamentar, operacionalizadas como *dummies: industrial, líder sindical, político e servidor público*¹⁴.

O terceiro bloco aborda a confiança dos parlamentares em instituições específicas. Foram selecionadas as variáveis *associações empresariais, sindicatos e servidores públicos*, que refletem o nível de confiança que os parlamentares têm em associações de empresários, sindicatos de trabalhadores e nos servidores públicos.

Também incluímos a variável que indica se o parlamentar pertence ao governo ou à oposição. Essa variável foi considerada dada a existência de estudos demonstrando que alguns governos de esquerda, em termos de sua posição em relação à intervenção do

¹³ *Salário* é medido numa escala de 1 a 4, sendo 1 (de 1.000 a 4.000 dólares); 2 (de 4.001 a 7.000 dólares); 3 (de 7.001 a 10.000 dólares) e 4 (mais de 10.000 dólares).

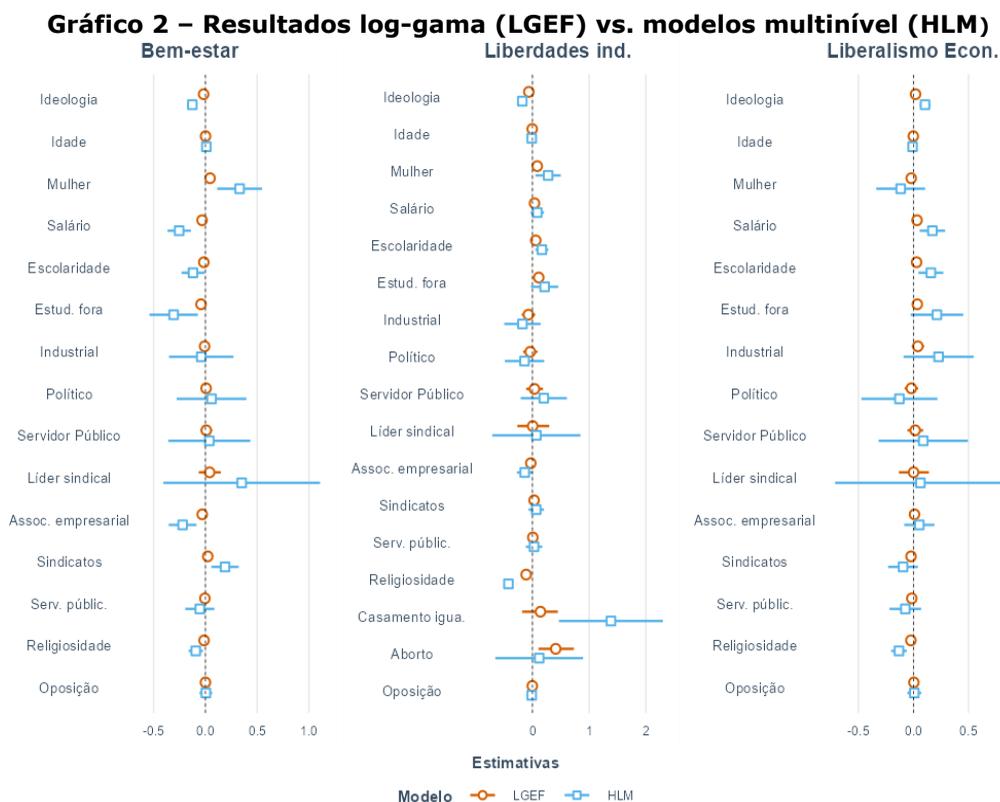
¹⁴ As *dummies* foram codificadas considerando a autodeclaração do parlamentar na questão formulada da seguinte forma: "¿Cuál era la principal actividad que desempeñaba Ud. antes de ser elegido Diputado? Es decir, ¿en qué consistía específicamente su trabajo? Me refiero a su ocupación principal: aquélla por la que percibía mayores ingresos".

Estado na economia, foram muito conservadores em relação aos valores morais (como Correa, Chávez e Morales).

Por fim, exclusivamente para o modelo referente às preferências por liberdades individuais, incluímos variáveis *dummy* contextuais de controle para testar o efeito da regulamentação dessas questões entre diferentes países: casamento igualitário e aborto. A primeira recebe o valor 1 se o país já autorizou, através de legislação ou do judiciário, o casamento de pessoas do mesmo sexo; e a segunda se o aborto tem status legal.

Principais resultados

O Gráfico 2 reporta os resultados dos modelos de regressão log-gama com efeitos fixos por países em contraste aos modelos multinível. As tabelas completas, assim como estatísticas de interesse e *Variance Inflation Factor* (VIF) são reportadas no Anexo 3 (Tabelas A3 e A4). Focaremos, aqui, na interpretação dos resultados dos modelos log-gama.



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do PELA (2012-2018).

No que diz respeito à ideologia, pode-se verificar que ela é um bom preditor das opiniões dos parlamentares, mesmo quando dividimos seus posicionamentos em três dimensões. Encontramos correlações estatisticamente significativas para essa variável nos três modelos. Além disso, duas das correlações estão alinhadas com as expectativas. No modelo de bem-estar, de acordo com nossa primeira hipótese (H_1), *quanto mais à direita o parlamentar se autoposiciona no espectro ideológico, menos intensas são suas preferências por um estado de bem-estar social* ($b = -0,02$; $p < 0.001$). Já no modelo referente ao liberalismo econômico, *quanto mais à direita o posicionamento, maior o apoio a um Estado menor* ($b = 0,02$; $p < 0.001$). Isso confirma nossa segunda proposição (H_2).

No modelo de liberdades individuais, verificamos que, *quanto mais à direita o parlamentar se autoposiciona, menor é seu apoio às liberdades individuais* ($b = -0,06$; $p < 0,001$), sendo coerente com o apoio que a esquerda tem dado às pautas identitárias. Seguindo nossa proposição teórica (H_4), esse resultado reflete uma direita que é liberal na economia, mas conservadora nos costumes.

Apontamentos relevantes

Observando os controles estatisticamente significantes, e focando na religiosidade, ela se expressa como importante em todos os modelos. Vale lembrar que este fator é medido pela frequência semanal com que o parlamentar participa de serviços religiosos. O principal resultado refere-se ao modelo de liberdades individuais, que indica que, quanto maior a religiosidade, menos favorável o parlamentar é às liberdades individuais ($b = -0,11$; $p < 0,001$). Por outro lado, os modelos 1 e 3 apresentaram resultados mais complexos de interpretar, mostrando correlações negativas tanto com o estado de bem-estar social ($b = -0,01$; $p < 0,01$) quanto com o liberalismo econômico ($b = -0,02$; $p < 0,001$).

Conclui-se que a religiosidade exerce um efeito principalmente sobre os valores morais, tornando esses parlamentares, por convicção religiosa, mais contrários a pautas como o casamento entre pessoas do mesmo sexo, a descriminalização do aborto e do uso de drogas. No entanto, suas preferências em relação ao papel do Estado são contraditórias, já que, quanto maior a religiosidade, menor é a adesão tanto ao estado de bem-estar quanto ao liberalismo econômico.

Outros achados que merecem destaque referem-se à variável escolaridade, medida pelo grau de instrução, e à variável *dummy* que indica se o parlamentar estudou no exterior. Os resultados são interessantes e apontam para uma coerência em um aspecto específico. No modelo de liberdades individuais, observa-se que quanto maior o nível de escolaridade do parlamentar, maior é o seu apoio às liberdades individuais ($b = 0,06$; $p < 0,01$).

Da mesma forma, se o parlamentar estudou no exterior, ele tende a ser mais favorável a pautas como o casamento entre pessoas do mesmo sexo, a descriminalização do aborto e do uso de drogas, sugerindo que a educação, especialmente no exterior, contribui para formar líderes mais tolerantes. No entanto, um resultado inesperado foi observado no modelo de bem-estar: quanto mais escolarizados são os parlamentares, menor é o seu apoio ao estado de bem-estar ($b = -0,02$; $p < 0,05$), e o fato de terem estudado no exterior acentua esse efeito ($b = -0,04$; $p < 0,05$).

Em relação ao salário, os resultados indicam que quanto maior os salários dos parlamentares, menor é o apoio ao estado de bem-estar ($b = -0,03$; $p < 0,001$), conforme mostrado pelo modelo 1. Por outro lado, essa relação é inversa quando focamos no liberalismo econômico ($b = 0,03$; $p < 0,01$), conforme revelado pelo modelo 3.

A idade apresenta correlação positiva e estatisticamente significativa com o apoio ao estado de bem-estar ($b = 0,001$; $p < 0,05$); e relação negativa com as liberdades individuais ($b = -0,004$; $p < 0,05$). É importante notar que o coeficiente reflete incrementos por ano de idade. Portanto, embora o beta seja pequeno, para cada ano adicional de idade, *ceteris paribus*, há uma mudança na razão de chance das variáveis dependentes na direção do coeficiente. Ou seja, quanto mais velho um parlamentar latino-americano, maior será as chances de apoio ao estado de bem-estar; e mais avesso ele também será às liberdades individuais.

Em relação ao gênero, os resultados sugerem que as mulheres têm preferências mais intensas por um estado de bem-estar social ($b = 0,05$; $p < 0,01$) e são também mais favoráveis às liberdades individuais ($b = 0,09$; $p < 0,05$).

Por fim, focando no controle referente à legislação favorável ao aborto no modelo de liberdades individuais, a correlação é positiva e estatisticamente significativa ($b = 0,41$; $p < 0,01$). No caso do casamento entre pessoas do mesmo sexo, o efeito também é positivo, mas sem significância estatística. Portanto, as duas variáveis apontam para o sentido esperado: onde esses temas estão incorporados no ordenamento jurídico, sua aceitação é maior entre os parlamentares.

Para avaliar o ajuste dos modelos, selecionamos duas estatísticas. A primeira é o *McFadden* (p^2). Segundo McFadden (1977), "valores entre 0.2 e 0.4 representam um excelente ajuste". Infelizmente, conforme a Tabela 5, os valores estão muito aquém do desejado.

Tabela 5 – Ajustes dos modelos

	Modelo de bem-estar	Modelo de liberdades individuais	Modelo de liberalismo econômico
Num. obs.	867	867	867
McFadden	0.03	0.07	0.03
RMSE	1.37	1.38	1.39

Fonte: elaboração própria, com base nos dados do PELA (2012-2018).

A outra estatística de ajuste é expressa pelo *Root Mean Square Error* (RMSE), que indica o tamanho médio dos erros. A interpretação do RMSE é subjetiva e depende da escala da variável dependente. Por exemplo, um RMSE de 5 é enorme se a variável dependente estiver em uma escala de 0 a 7, mas insignificante se ela se estender de 0 a 1.000. No nosso caso, as variáveis dependentes dos três modelos estão em uma escala de 0 a 10. Portanto, consideramos RMSEs menores que 1,5 (ver Tabela 5) satisfatórios.

Esses resultados, combinados com os coeficientes padronizados de efeito reduzido, sugerem uma fragilidade no modelo. Isso indica que, embora o exercício tenha sido válido como uma análise exploratória inicial, são necessários cautela nas generalizações e estudos adicionais sobre o tema. Nosso exercício confirmou vários achados da literatura, mas testes estatísticos mais robustos são essenciais para garantir a confiabilidade dos resultados.

Resultados e discussão

Analisando as opiniões dos parlamentares em 13 variáveis, foi possível reduzi-las a três dimensões principais: estado de bem-estar, liberdades individuais e liberalismo econômico. Esse achado revela que existem pelo menos três eixos principais que orientam as elites parlamentares na América Latina. O primeiro eixo reflete as preferências por um estado de bem-estar. Parlamentares demonstram fortes preferências por políticas públicas, provavelmente em função da elevada desigualdade social que caracteriza o continente.

Em relação às liberdades individuais, observa-se uma elite parlamentar conservadora em termos de valores morais. A baixa adesão às liberdades individuais, representadas aqui pelo casamento entre pessoas do mesmo sexo, descriminalização do aborto e descriminalização do uso de drogas, revela uma elite refratária às liberdades individuais e aos novos valores da modernidade. No que diz respeito às suas ideias econômicas, percebe-se uma elite dividida. A adesão ao liberalismo econômico é parcial, dividindo a amostra.

Ao investigar características dos parlamentares que possam ser preditores de suas preferências, constatamos que a ideologia é um fator relevante. Parlamentares que se autoposicionam mais à direita tendem a ser mais liberais em termos econômicos e mais conservadores em termos de valores morais.

Nesse sentido, embora nosso estudo revele que o pensamento político latino-americano é mais complexo do que tradicionalmente apresentado na literatura, reconhecemos que a escala esquerda-direita ainda possui certa validade como um fator simplificador.

No entanto, a ideologia unidimensional não explica tudo. Os testes mostraram que a religiosidade também é um fator chave para entender as elites parlamentares na região. Parlamentares mais religiosos são mais refratários às liberdades individuais, como esperado, mas apresentam uma relação ambígua em relação ao estado de bem-estar social e ao liberalismo econômico. Ao passo que o conservadorismo moral é comumente atribuído às direitas, este achado reforça a importância de se prestar atenção nas características secundárias dos políticos de esquerda, principalmente no tocante a sua religiosidade.

Como exemplo, um eleitor com preferência pela intervenção do Estado na economia, combinada com um pensamento conservador em questões como drogas e aborto, provavelmente obterá melhor representação na esquerda religiosa. No extremo oposto, o cidadão defensor do Estado mínimo tanto na economia como nas questões morais tende a encontrar na direita laica sua melhor opção política.

De forma geral, ao defender um modelo de bem-estar social com um Estado limitado na economia, mas não nas questões morais, a elite parlamentar latino-americana demonstra sensibilidade às desigualdades sociais amplamente presentes no continente. No entanto, adota um tipo de liberalismo peculiar: liberal na economia e conservador nos costumes.

Referências bibliográficas

ADAMS, G. D. "Abortion: Evidence of an Issue Evolution". *American Journal of Political Science*, vol. 41, nº 3, p. 718-37, 1997.

ALCÁNTARA, M.; RIVAS, C. "El Debate Sobre La Legalización de Las Drogas Desde La Perspectiva de Legisladores Latinoamericanos". *Boletín Elites Parlamentarias Latinoamericanas*, vol. 53, p. 1-5, 2013.

ANDERSEN, R.; FETNER, T. "Cohort Differences in Tolerance of Homosexuality: Attitudinal Change in Canada and the United States, 1981-2000". *Public Opinion Quarterly*, vol. 72, nº 2, p. 311-30, 2008.

BAUNACH, D. M. "Changing Same-Sex Marriage Attitudes in America from 1988 through 2010". *Public Opinion Quarterly*, vol. 76, nº 2, p. 364-78, 2012.

- BOIDI, M. F. "Same-Sex Marriage in Uruguay: A New Law in Line with Citizens' Preferences". *AmericasBarometer Topical Brief*, vol. 6, pp. 1-2, 2013.
- BOIDI, M. F.; QUEIROLO, R.; CRUZ, J. M. "Uruguayans Are Skeptical as the Country Becomes the First to Regulate the Marijuana Market". *AmericasBarometer Topical Brief*, vol. 20, p. 1-4, 2015.
- CAMPBELL, A.; CONVERSE, P. E.; WARREN, M.; STOCKES, D. E. *The American Voter*. Chicago: University of Chicago Press, 1980.
- CIMINI, F.; SANTOS, M.; GUEDES-NETO, J. V. Grupos de interesse e trajetórias de desenvolvimento no Brasil e Chile. In: CIMINI, F.; CABRIA, J.; SILVA, R. (Orgs.). *Elites Empresariais, Estado e Mercado na América Latina*. 42ªed. Belo Horizonte: Cedeplar, p. 198-223, 2018.
- CLEARY, M. "A left turn in Latin America? Explaining the left's resurgence". *Journal of Democracy*, vol. 17, nº 4, p. 35-49, 2006.
- COFFÉ, H.; HEYNDELS, B.; VERMEIR, J. "Fertile grounds for extreme right-wing parties: Explaining the Vlaams Blok's electoral success". *Electoral Studies*, vol. 26, nº 1, p. 142-155, 2007.
- CONOVER, P. J.; FELDMAN, S. "The Origins and Meaning of Liberal/Conservative Self-Identification". *American Journal of Political Science*, vol. 25, nº 4, p. 617-45, 1981.
- DOWNS, A. "An economic theory of political action in a democracy". *Journal of Political Economy*, vol. 65, no. 2, p. 135-150, 1957.
- DION, M.; DíEZ, J. "Democratic Values, Religiosity, and Support for Same-Sex Marriage in Latin America". *Latin American Politics & Society*, vol. 59, nº 4, p. 75-98, 2017.
- DOLAN, K. "Voting for Women in the 'Year of the Woman'". *American Journal of Political Science*, vol. 42, nº 1, pp. 272-293, 1998.
- EATON, K. "Recentralization and the left turn in Latin America: Diverging outcomes in Bolivia, Ecuador, and Venezuela". *Comparative Political Studies*, vol. 47, nº 8, p. 1130-1157, 2014.
- ELLNER, S. "The distinguishing features of Latin America's new left in power: The Chávez, Morales, and Correa governments". *Latin American Perspectives*, vol. 39, no. 1, p. 96-114, 2012.
- FIGUEIREDO FILHO, D. B. et al. "Análise de componentes principais para a construção de indicadores sociais". *Rev. Bras. Biom.*, vol. 31, nº 1, pp. 61-78, 2013
- FRANCESCHET, S. "'State Feminism' and Women's Movements: The Impact of Chile's Servicio Nacional de La Mujer on Women's Activism". *Latin American Research Review*, vol. 38, nº. 1, p. 9-40, 2003.
- FRIEL, C. M. Notes on factor analysis. Criminal Justice Centre. Sam Houston State University, 2009.
- GUEDES-NETO, J.; MORGENSTERN, S. "Frustrated Marriage? The Ideological Distance of Members of Congress from their Parties in Latin America. *Party Politics, no prelo*, 2024.
- HAHNER, J. "Recent Research on Women in Brazil". *Latin American Research Review*, vol. 20, no. 3, p. 163-179, 1985.
- HAIR, J. *Multivariate Data Analysis*. 6. ed. Upper Saddle River: Pearson, 2009.
- HAN, K, J. "Income inequality and voting for radical right-wing parties". *Electoral Studies*, vol. 42, p. 54-64, 2016.
- HEREK, G. "Religious Orientation and Prejudice: A Comparison of Racial and Sexual Attitudes". *Personality and Social Psychology Bulletin*, vol. 13, nº 1, p. 34-44, 1987.
- HUDDY, L.; TERKILDSEN, N. "Gender Stereotypes and the Perception of Male and Female Candidates". *American Journal of Political Science*, vol. 37, nº 1, p. 119-47, 1993.

HUNTER, W.; POWER, T. "Bolsonaro and Brazil's Illiberal Backlash". *Journal of Democracy*, vol. 30, nº 1, p. 68-82, 2019.

JENNINGS, M. K.; FARAH, B. G. "Social Roles and Political Resources: An Over-Time Study of Men and Women in Party Elites". *American Journal of Political Science*, vol. 25, nº 3, p. 462-82, 1981.

KAMPWIRTH, K. (2008), "Abortion, Antifeminism, and the Return of Daniel Ortega: In Nicaragua, Leftist Politics?" *Latin American Perspectives*, vol. 35, nº 6, p. 122-36, 2008.

KAUFMANN, K. M.; PETROCIK, J. R. "The Changing Politics of American Men: Understanding the Sources of the Gender Gap". *American Journal of Political Science*, vol. 43, nº 3, p. 864-87, 1999.

KNOKE, G. "Stratification and the Dimensions of American Political Orientations". *American Journal of Political Science*, vol. 23, nº 4, p. 772-91, 1979.

KREITZER, R. "Politics and Morality in State Abortion Policy". *State Politics and Policy Quarterly*, vol. 15, nº 1, p. 41-66, 2015.

LEVITSKY, S. "Latin America's shifting politics: Democratic survival and weakness". *Journal of Democracy*, vol. 29, nº 4, p. 102-113, 2018.

LIPSET, S. M. "Democracy and Working-Class Authoritarianism". *American Sociological Review*, vol. 24, nº 4, p. 482-501, 1959.

LODOLA, G.; CORRAL, M. "Support for Same-Sex Marriage in Latin America". *Americas Barometer Insights*, vol. 44, p. 1-9, 2010.

LUNA, J.; FILGUEIRA, F. "The left turns as multiple paradigmatic crises". *Third World Quarterly*, vol. 30, nº 2, p. 371-395, 2009.

MADRID, R. "The Origins of the Two Lefts in Latin America". *Political Science Quarterly*, vol. 125, nº 4, p. 587-609, 2010.

MAGALONI, B.; ROMERO, V. "Partisan Cleavages, State Retrenchment, and Free Trade: Latin America in the 1990s". *Latin American Research Review*, vol. 43, nº 2, p. 107-135, 2008.

MAIR, P. Left and right orientations. In: Dalton, R.; Klingemann, H.-D. (Eds.). *Handbook of political behavior*. Oxford: Oxford University Press, 2007.

MALDONADO, A. "Same-Sex Marriage Resonates Most Strongly with Young People in the America." *AmericasBarometer Topical Brief*, vol. 21, 2015.

MARCANO, I. "Evangelism and Gay Rights in Latin America". *Americas Barometer Insights*, vol. 94, p. 1-11, 2013.

MARISGUIA, B. A. H. Welfare States' Visibility and Its Impact on The Support for Policies Aimed at Reducing Inequality in Latin American Countries. Paper presented at the 25th Latin American Social and Public Policy Conference of the University of Pittsburgh's Center for Latin American Studies, 2022.

MAZUR, A. G.; MCBRIDE, D. E.; HOARD, S. "Comparative Strength of Women's Movements over Time: Conceptual, Empirical, and Theoretical Innovations". *Politics, Groups, and Identities*, vol. 4, nº 4, p. 652-76, 2016.

MCFADDEN, D. Quantitative Methods for Analyzing Travel Behavior of Individuals: Some Recent Developments. Cowles Foundation Discussion Paper nº 474. Cowles Foundation for Research in Economics. Yale, 1977.

MEDOFF, M.; DENNIS, C. "Public Preferences, Political Party Control, and Restrictive State Abortion Laws". *American Review of Politics*, vol. 30, nº 31, p. 307-31, 2011.

MELO, C. R.; SANTOS, M. L.; CÂMARA, R. What Can Ideology Tell Us? An Analysis of Deputies and

Parties in the Brazilian, Chilean, and Uruguayan Legislatures. In: SAEZ, M. A.; MONTERO, M. G.; PEREZ, C. R. (Eds.). *Politics and Political Elites in Latin America*. Challenges and Trends. New York: Springer Nature, 2020.

MIRANDA, L. "What Do People on the Right Think? Citizen and Elite Values and Opinions in Latin America". *Boletim PNUD & Instituto de Iberoamérica*, vol. 4, p. 1-16, 2011.

MONTALVO, D.; SAUNDERS, E. "Low Support for Homosexuals' Political Rights Is Commonplace in the Caribbean". *AmericasBarometer Topical Brief*, vol. 23, p. 1-4, 2015.

MOONEY, C.; LEE, M. "Legislative Morality in the American States: The Case of Pre-Roe Abortion Regulation Reform". *American Journal of Political Science*, vol. 39, nº. 3, p. 599-627, 1995.

MURILLO, A. "La Corte Interamericana Falla a Favor Del Matrimonio Igualitario". *El País*, edição online de 11 de Janeiro de 2018. Disponível em: <https://elpais.com/internacional/2018/01/10/mexico/1515624521_957175.html>. Acesso em: 20 maio 2022.

OLSON, L.; CADGE, W.; HARRISON, J. T. "Religion and Public Opinion about Same-Sex Marriage". *Social Science Quarterly*, vol. 87, nº 2, p. 340-60, 2006.

PALANT, J. *SPSS Survival Manual*. (3rd Ed.). Berkshire: Open University Press, 2007.

PANIZZA, H.; YAÑEZ, M. "Why Are Latin Americans So Unhappy about Reforms?" *Journal of Applied Economics*, vol. 7, nº 1, p. 1-29, 2005.

POWER, T.; RODRIGES-SILVEIRA, R. "The political right and party politics". In: AMES, B. (Org.). *Routledge Handbook of Brazilian Politics*. Abingdon: Routledge, p. 251-268, 2018.

PRIBBLE, J. "Women and Welfare: The Politics of Coping with New Social Risks in Chile and Uruguay". *Latin American Research Review*, vol. 41, nº 2, p. 84-111, 2006.

ROBERTS, K. M. "The Mobilization of Opposition to Economic Liberalization". *Annual Review of Political Science*, vol. 11, p. 327-49, 2008.

ROSAS, G. Issues, ideologies, and partisan divides: imprints of programmatic structure on Latin American Legislatures. In: KITSCHOLT et al. (Orgs.). *Latin American party systems*. Cambridge: Cambridge University Press, p. 70-95, 2010.

SANTOS, C. M. "En-Gendering the Police: Women's Police Stations and Feminism in São Paulo". *Latin American Research Review*, vol. 39, nº3, p. 29-55, 2004.

SCHAMIS, H. "A 'Left Turn' in Latin America? Populism, socialism, and democratic institutions". *Journal of democracy*, vol. 17, nº 4, p. 20-34, 2006.

SCHLOZMAN, K. L.; BURNS, N. VERBA, S.; DONAHUE, J. "Gender and Citizen Participation: Is There a Different Voice?" *American Journal of Political Science*, vol. 39, nº 2, pp. 267-93, 1995.

SHERKAT, D. E.; DE VRIES, K. M.; CREEK, S. "Race, Religion, and Opposition to Same-Sex Marriage". *Social Science Quarterly*, vol. 91, nº 1, p. 80-98, 2010.

SOULE, S. A. "Going to the Chapel? Same-Sex Marriage Bans in the United States, 1973-2000". *Social Problems*, vol. 51, nº 4, p. 453-77, 2004.

TABACHNICK, B.; FIDELL, L. "Experimental designs using ANOVA." Belmont: Duxbury, 2007.

TEDIN, K. "Assessing Peer and Parent Influence on Adolescent Political Attitudes". *American Journal of Political Science*, vol. 24, nº 1, p. 136-54, 1980.

VITERNA, J. "The Left and 'Life' in El Salvador". *Politics & Gender*, vol. 8, nº 2, p. 248-54, 2012.

WEYLAND, K. "The rise of Latin America's two lefts: Insights from rentier state theory". *Comparative Politics*, vol. 41, no. 2, p. 145-164, 2009.

WILLIAMSON, J. "A short history of the Washington Consensus". *Law & Business Review of the Americas*, vol. 15, p. 7-26, 2009.

Anexo

Tabela A1 -Testes KMO e BTS

Teste		Resultado
<i>Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy</i>		0,826
<i>Bartlett's Test of Sphericity</i>	<i>Qui-quadrado</i>	6314,473
	<i>df</i>	78
	<i>Sig.</i>	,000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A2 – Comunalidades

Variáveis	Inicial	Extração
Estado-mercado	1,000	,568
Indústria	1,000	,704
Bem-estar	1,000	,572
Geração de empregos	1,000	,587
Desigualdades entre ricos e pobres	1,000	,508
Aposentadorias	1,000	,488
Saúde	1,000	,572
Universidades	1,000	,584
Desigualdade de gênero	1,000	,761
Desigualdade indígena	1,000	,766
Casamento igualitário	1,000	,726
Drogas	1,000	,699
Aborto	1,000	,731

Fonte: Elaboração própria. * Método de extração: Análise de Componentes Principais.

Quadro A1 - Variáveis utilizadas na análise de componentes principais

ID Variável / label	Pergunta/Operacionalização	Válidos N (%)	N Países
EM1 <i>Estado-mercado</i>	Dentro del debate económico sobre modelos de regulación. ¿Podría decirme si está Ud. más a favor de una economía regulada por el Estado o por el mercado? Utilice para ello la siguiente escala de 1 a 10, donde el "1" significa una máxima regulación del Estado en la economía y el "10" una máxima liberación del mercado	1.238 (98,7%)	17
ROES 1. Ahora le voy a leer unas frases sobre el rol del Estado. Por favor, dígame hasta que punto está Ud. de acuerdo o en desacuerdo con ellas. (Para ello utilice la siguiente escala de 1 a 7, donde el "1" significa muy en desacuerdo y el "7" muy de acuerdo).			
ROES101 <i>Industries*</i>	El Estado, en lugar del sector privado, debería ser el dueño de las empresas e industrias más importantes del país	1.109 (88,4%)	16 -
			Brazil
ROES102 <i>Well-being</i>	- El Estado, más que los individuos, debería ser el principal responsable de asegurar el bienestar de la gente.	1.115 (88,9%)	16 -
			Brazil
ROES103 <i>Create jobs</i>	- El Estado, más que la empresa privada, debería ser el principal responsable de crear empleos.	1.113 (88,8%)	16 -
			Brazil
ROES104 <i>Inequality rich-poor</i>	El Estado debe implementar políticas firmes para reducir la desigualdad de ingresos entre ricos y pobres.	1.113 (88,8%)	16 -
			Brazil
ROES105 <i>Aposentadorias</i>	El Estado, más que el sector privado, debería ser el principal responsable de proveer las pensiones de jubilación.	1.111 (88,6%)	16 -
			Brazil
ROES A. Ahora le voy a leer unas frases sobre el rol del Estado. Por favor, dígame hasta que punto está Ud. de acuerdo o en desacuerdo con ellas. (Para ello utilice la siguiente escala de 1 a 7, donde el "1" significa muy en desacuerdo y el "7" muy de acuerdo).			
ROES106 <i>Saúde</i>	El Estado, más que el sector privado, debería ser el principal responsable de proveer los servicios de salud.	1.111 (88,6%)	16 -
			Brazil
ROES107 <i>University</i>	- El Estado, más que el sector privado, debería ser el principal responsable de proveer la educación universitaria.	1.113 (88,7%)	16 -
			Brazil
ROES108 <i>Inequality gender</i>	El Estado debe implementar políticas públicas para reducir las desigualdades entre hombres y mujeres	1.113 (88,7%)	16 -
			Brazil
ROES109 <i>Inequality indigenous</i>	El Estado debe implementar políticas públicas para reducir las desigualdades entre diferentes grupos culturales y étnicos.	1.112 (88,6%)	16 -
			Brazil

*A variável Industries foi invertida para facilitar a interpretação da análise de componentes principais.

Tabela A3
Modelos de log-gama de efeito fixo por país (EF) vs. modelos multinomiais (HLM)

	Bem-estar EF	Bem-estar HLM	Liberdades ind. EF	Liberdades ind. HLM	Liberalis. EF	Liberalis. HLM
(Intercepto)	2.20*** (0.07)	9.45*** (0.49)	1.20*** (0.21)	4.55*** (0.58)	1.66*** (0.10)	5.12*** (0.51)
Ideologia	-0.02*** (0.00)	-0.13*** (0.02)	-0.06*** (0.01)	-0.18*** (0.03)	0.02*** (0.00)	0.11*** (0.02)
Idade	0.001* (0.00)	0.01* (0.00)	-0.004* (0.00)	-0.01** (0.00)	-0.001+ (0.00)	-0.01+ (0.00)
Mulher	0.05** (0.02)	0.33** (0.11)	0.09* (0.04)	0.28* (0.11)	-0.02 (0.02)	-0.12 (0.11)
Salário	-0.03*** (0.01)	-0.25*** (0.06)	0.04 (0.02)	0.09 (0.06)	0.03** (0.01)	0.17** (0.06)
Escolaridade	-0.02+ (0.01)	-0.12* (0.06)	0.06** (0.02)	0.17** (0.06)	0.03** (0.01)	0.16** (0.06)
Estud. fora	-0.04* (0.02)	-0.31** (0.12)	0.11* (0.04)	0.21+ (0.12)	0.03 (0.02)	0.21+ (0.12)
Industrial	-0.01 (0.02)	-0.04 (0.16)	-0.07 (0.06)	-0.18 (0.16)	0.04 (0.03)	0.23 (0.16)
Político	0.01 (0.02)	0.06 (0.17)	-0.04 (0.06)	-0.14 (0.18)	-0.02 (0.03)	-0.13 (0.18)
Servidor Público	0.01 (0.03)	0.04 (0.20)	0.04 (0.07)	0.20 (0.21)	0.02 (0.04)	0.09 (0.21)
Líder sindical	0.04 (0.05)	0.35 (0.39)	0.00 (0.14)	0.07 (0.40)	0.00 (0.07)	0.06 (0.39)
Assoc. empresarial	-0.03** (0.01)	-0.22** (0.07)	-0.03 (0.03)	-0.14+ (0.07)	0.01 (0.01)	0.05 (0.07)
Sindicatos	0.02* (0.01)	0.19** (0.07)	0.03 (0.03)	0.07 (0.07)	-0.02+ (0.01)	-0.09 (0.07)
Serv. públic.	-0.01 (0.01)	-0.05 (0.07)	0.01 (0.03)	0.03 (0.07)	-0.02 (0.01)	-0.07 (0.07)
Religiosidade	-0.01** (0.01)	-0.09** (0.04)	-0.11*** (0.01)	-0.42*** (0.04)	-0.02*** (0.01)	-0.13*** (0.04)
Oposição	0.00 (0.00)	0.00 (0.03)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.03)	0.00 (0.01)	0.01 (0.03)
Bolívia	0.09* (0.04)		-0.30+ (0.15)		-0.20*** (0.05)	
Chile	-0.04 (0.04)		0.49*** (0.11)		0.00 (0.05)	
Colômbia	0.10* (0.04)		0.10 (0.16)		-0.11* (0.05)	
Costa Rica	0.03 (0.04)		-0.18 (0.16)		-0.05 (0.05)	
Rep. Dominicana	0.17*** (0.04)		0.15 (0.11)		-0.06 (0.05)	
Equador	0.11** (0.04)		-0.20 (0.15)		0.02 (0.05)	
El Salvador	0.09+ (0.05)		-0.06 (0.12)		0.07 (0.06)	
Guatemala	-0.03 (0.04)		-0.10 (0.16)		-0.10* (0.05)	
Honduras	0.16***		0.02		-0.03	

	Bem-estar EF	Bem- estar HLM	Liberdades ind. EF	Liberdades ind. HLM	Liberalis. EF	Liberalis. HLM
México	(0.04) 0.10** (0.04)		(0.10) 0.02 (0.10)		(0.05) 0.12* (0.05)	
Nicarágua	0.03 (0.04)				0.15** (0.05)	
Panamá	0.15*** (0.04)		-0.68*** (0.16)		0.01 (0.05)	
Paraguai	-0.04 (0.04)		-0.14 (0.16)		-0.08 (0.05)	
Uruguai	0.10* (0.04)		0.15 (0.11)		0.02 (0.05)	
Venezuela	0.01 (0.06)				0.10 (0.08)	
Casamento igualitário			0.14 (0.16)	1.38** (0.42)		
Aborto			0.41** (0.16)	0.12 (0.36)		
SD (Intercept país)		0.47		0.59		0.47
SD (Observations)		1.38		1.41		1.41
Num.Obs.	867	867	867	867	867	867
R2 Marg.		0.212		0.392		0.112
R2 Cond.		0.294		0.482		0.202
AIC	4014.7	3124.0	3552.2	3174.7	3640.4	3163.8
BIC	4167.2	3209.8	3704.6	3270.0	3792.9	3249.6
ICC		0.1		0.1		0.1
Log.Lik.	-1975.350		-1744.079		-	
RMSE	1.37	1.36	1.38	1.39	1.39	1.39
McFadden	0.03		867		867	
VIF Médio (desconsiderando efeito fixo "país")	1.17		1.38		1.39	
VIF Máximo (desconsiderando efeito fixo "país")	1.45		1.19		1.17	

Fonte: Elaboração própria. + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001. VIF, ou Variance Inflation Factor, é uma medida utilizada para detectar a presença de multicolinearidade em modelos de regressão; ou seja, quando duas ou mais variáveis independentes estão altamente correlacionadas. Valores iguais a 1 indicam que não há correlação; já valores entre 1 e 5 indicam que há uma leve correlação, mas sem implicações negativas para o resultado.

Tabela A4

Modelo log-gama vs. log-gama com efeitos fixos por país (FE)

	Bem-estar	Bem-estar FE	Liberdades individuais	Liberdades ind. FE	Liberalismo	Liberalismo FE
(Intercepto)	2.30*** (0.06)	2.20*** (0.07)	1.26*** (0.17)	1.20*** (0.21)	1.45*** (0.08)	1.66*** (0.10)
Ideologia	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.07*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Idade	0.00+ (0.00)	0.001* (0.00)	-0.01** (0.00)	-0.004* (0.00)	0.00 (0.00)	-0.001+ (0.00)
Mulher	0.04** (0.02)	0.05** (0.02)	0.07+ (0.04)	0.09* (0.04)	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)
Salário	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.10*** (0.02)	0.04 (0.02)	0.02** (0.01)	0.03** (0.01)
Escolaridade	-0.02* (0.01)	-0.02+ (0.01)	0.08*** (0.02)	0.06** (0.02)	0.04*** (0.01)	0.03** (0.01)
Estud. fora	-0.04* (0.02)	-0.04* (0.02)	0.08+ (0.04)	0.11* (0.04)	0.04+ (0.02)	0.03 (0.02)
Industrial	0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.13* (0.06)	-0.07 (0.06)	0.03 (0.03)	0.04 (0.03)
Político	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	-0.02 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.01 (0.03)	-0.02 (0.03)
Servidor Público	0.02 (0.03)	0.01 (0.03)	0.02 (0.07)	0.04 (0.07)	0.00 (0.04)	0.02 (0.04)
Líder sindical	0.04 (0.06)	0.04 (0.05)	0.04 (0.14)	0.00 (0.14)	-0.07 (0.07)	0.00 (0.07)
Assoc. empresarial	-0.02* (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.03 (0.02)	-0.03 (0.03)	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)
Sindicatos	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)	0.02 (0.02)	0.03 (0.03)	-0.02 (0.01)	-0.02+ (0.01)
Serv. públic.	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.02 (0.03)	0.01 (0.03)	0.00 (0.01)	-0.02 (0.01)
Religiosidade	-0.01* (0.00)	-0.01** (0.01)	-0.13*** (0.01)	-0.11*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)
Oposição		0.00 (0.00)		0.00 (0.01)		0.00 (0.01)
Bolívia		0.09* (0.04)		-0.30+ (0.15)		-0.20*** (0.05)
Chile		-0.04 (0.04)		0.49*** (0.11)		0.00 (0.05)
Colômbia		0.10* (0.04)		0.10 (0.16)		-0.11* (0.05)
Costa Rica		0.03 (0.04)		-0.18 (0.16)		-0.05 (0.05)
Rep. Dominicana		0.17*** (0.04)		0.15 (0.11)		-0.06 (0.05)
Equador		0.11** (0.04)		-0.20 (0.15)		0.02 (0.05)
El Salvador		0.09+ (0.05)		-0.06 (0.12)		0.07 (0.06)
Guatemala		-0.03 (0.04)		-0.10 (0.16)		-0.10* (0.05)
Honduras		0.16*** (0.04)		0.02 (0.10)		-0.03 (0.05)

	Bem-estar	Bem-estar FE	Liberdades individuais	Liberdades ind. FE	Liberalismo	Liberalismo FE
México		0.10** (0.04)		0.02 (0.10)		0.12* (0.05)
Nicarágua		0.03 (0.04)				0.15** (0.05)
Panamá		0.15*** (0.04)		-0.68*** (0.16)		0.01 (0.05)
Paraguai		-0.04 (0.04)		-0.14 (0.16)		-0.08 (0.05)
Uruguai		0.10* (0.04)		0.15 (0.11)		0.02 (0.05)
Venezuela		0.01 (0.06)				0.10 (0.08)
Casamento igualitário			0.36*** (0.05)	0.14 (0.16)		
Aborto			0.06 (0.04)	0.41** (0.16)		
Num.Obs.	872	867	872	867	872	867
AIC	4038.2	4014.7	3581.5	3552.2	3680.3	3640.4
BIC	4114.5	4167.2	3667.4	3704.6	3756.7	3792.9
Log.Lik.	-2003.084	-1975.350	-1772.763	-1744.079	-1824.173	-1788.196

Fonte: Elaboração própria. + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Abstract

Latin American parliamentary elites in 3D: Welfare State, Individual Freedoms and Economic Liberalism

Is the left-right scale a good proxy for the views of Latin American parliamentary elites on economic and moral issues? This article addresses this question using two strategies: Principal Component Analysis and regression analysis. The results show that the further right on the ideological spectrum, the more parliamentarians consistently support economic liberalism. However, paradoxically, they exhibit a peculiar kind of liberalism: liberal in economic matters but conservative regarding individual freedoms. This conservatism, in terms of moral values, is strongly influenced by religiosity.

Keywords: ideology; liberalism; moral values; Parliamentary elites

Resumen

Élites parlamentarias latinoamericanas en 3D: Estado de bienestar, libertades individuales y liberalismo económico

¿La escala izquierda-derecha es un buen proxy de las opiniones de las élites parlamentarias de América Latina sobre cuestiones económicas y morales? Este artículo responde a esta pregunta utilizando dos estrategias: Análisis de Componentes Principales y análisis de regresión. El resultado muestra que cuanto más a la derecha en el espectro ideológico, los parlamentarios están, coherentemente, más a favor del liberalismo económico. Sin embargo, de forma contradictoria, muestran un extraño tipo de liberalismo: liberal en la economía y conservador en las libertades individuales. Este conservadurismo, en términos de valores morales, está fuertemente determinado por la religiosidad.

Palabras clave: ideología; liberalismo; valores morales; Élites parlamentarias

Résumé

Les élites parlementaires latino-américaines en 3D : État-providence, libertés individuelles et libéralisme économique

L'échelle gauche-droite est-elle un bon proxy des opinions des élites parlementaires de l'Amérique latine sur les questions économiques et morales ? Cet article répond à cette question en utilisant deux stratégies : l'analyse en composantes principales et l'analyse de régression. Le résultat montre que plus on se situe à droite sur l'échiquier idéologique, plus les parlementaires sont systématiquement favorables au libéralisme économique. Cependant, ils font preuve d'un étrange type de libéralisme : libéral sur l'économie et conservateur sur les libertés individuelles. Ce conservatisme, en termes de valeurs morales, est fortement déterminé par la religiosité.

Mots-clés : idéologie ; libéralisme ; valeurs morales ; Élités parlementaires

Artigo submetido à publicação em 07 de junho de 2022.

Versão final aprovada em 25 de setembro de 2024.

